

**T.C.
FIRAT ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**KENDİNDEN UYARIMLI EŞİK OTOREGRESİF MODELLER
KAPSAMINDA DOĞRUSAL OLMAYAN DÖVİZ KURU
MODELLEMESİ**

DOKTORA TEZİ

Emrah Hanifi FIRAT


**Anabilim Dalı: İstatistik Anabilim Dalı
Danışman: Yrd. Doç. Dr. Nurhan HALİSDEMİR
ELAZIĞ – 2015**





T.C.
FIRAT ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

KENDİNDEN UYARIMLI EŞİK OTOREGRESİF MODELLER KAPSAMINDA
DOĞRUSAL OLMAYAN DÖVİZ KURU MODELLEMESİ

DOKTORA TEZİ
EMRAH HANİFİ FIRAT
(091133202)

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih: 13 Mayıs 2015
Tezin savunulduğu Tarih : 12 Haziran 2015

Tez Danışmanı : Yrd. Doç. Dr. Nurhan HALİSDEMİR 

Diğer Jüri Üyeleri : Doç. Dr. Yüksel ÖNER 
Doç. Dr. Kamil ALAKUŞ 
Doç. Dr. Mehmet GÜRCAN 
Yrd. Doç. Dr. Gökhan GÖKDERE 

ÖN SÖZ

Doktora tez çalışmam süresince her konuda desteğini esirgemeyen danışman hocam Yrd.Doç.Dr. Nurhan HALİSDEMİR'e teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca bilgi ve tecrübelerinden faydalandığım değerli hocam; Doç. Dr. Mehmet GÜRCAN 'a teşekkürü borç bilirim.

Hem bu çalışmam boyunca hem de tüm yaşamım boyunca desteği ile her an yanımda olup bana güç veren, benden sevgi ve şefkatini hiçbir zaman esirgemeyen sevgili annem Hatice Fırat, babam Haşim Fırat, kardeşim Zehra Turan'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Emrah Hanifi FIRAT
Elazığ-2015

İÇİNDEKİLER

ÖN SÖZ	II
İÇİNDEKİLER	III
ÖZET	VI
SUMMARY	VIII
TABLolar LİSTESİ	X
GRAFİKLER LİSTESİ	XII
1. GİRİŞ	1
1.1. Dış Ticaret ve Döviz Kurları	1
1.2. Neden EURO/USD Paritesi	2
2. MATERYAL ve METOD	3
2.1. Doğrusal Zaman Serileri (Linear Time Series Analysis)	4
2.1.1. Durağanlık ve Birim Kök Analizi (Stationarity and Unit Root Analysis)	..	4
2.1.2. İktisadi Tahmin İçin Bazı Yaklaşımlar	6
2.1.3. Doğrusal Zaman Serisi Modelleri Çerçevesinde Otoregresif Süreçler	9
2.1.3.1. Otokorelasyon Fonksiyonu	11
2.1.3.2. Otoregresif Parametrelerin Bulunması (Yule-Walker Denklemleri)	12
2.1.3.3. Birinci Mertebeden Otoregresif Süreçler	12
2.1.3.4. İkinci Mertebeden Otoregresif Süreçler	13
2.1.3.5. İkinci Mertebeden Otoregresif Sürecin Otokorelasyon Fonksiyonu	13
2.1.3.6. İkinci Mertebeden Otoregresif Sürecin Yule-Walker Eşitlikleri	14
2.1.3.7. İkinci Mertebeden Otoregresif Sürecin Spektrumu	14
2.1.4.1. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (Partial Autocorrelation Function)	...	15
2.1.4.2. Hareketli Ortalama Modelleri - MA (Moving Average Models)	17
2.1.4.3. MA Sürecinin Otokorelasyon Fonksiyonu	18
2.1.4.4. Birinci Mertebeden MA Süreci (MA (1))	19
2.1.4.5. Birinci Mertebeden MA Sürecinin Otokorelasyon fonksiyonu	19
2.1.4.7. İkinci Mertebeden MA Süreci (MA (2))	19
2.1.4.8. İkinci Mertebeden MA Sürecinin Otokorelasyon fonksiyonu	20
2.1.4.9. İkinci Mertebeden MA Sürecinin Spektrumu	20

2.1.5.	Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri - ARMA (The Mixed Autoregressive Moving Avarage).....	21
2.1.6.	Otoregresif Hareketli Ortalama Modellerinin Otokorelasyon Fonksiyonu ve Spektrumu (Autocorrelation Function and Spectrum of ARMA Models) ..	22
2.1.6.1.	ARMA Sürecinin Otokorelasyon Fonksiyonu.....	22
2.1.6.2.	ARMA Sürecinin Spektrumu.....	22
2.1.7.	Birinci Mertebeden Otoregresif Hareketli Ortalama Modellerinin Otokorelasyon Fonksiyonu	22
2.1.7.1.	ARMA (1,1) Modellerinin Otokorelasyon Fonksiyonu.....	22
2.1.8.	ARIMA Modeli (The Mixed Autoregressive Integrated Moving Avarage Process).....	24
2.2.	İktisadi Risk Analizi ve Getiri Bağlamında ARCH ve GARCH Modellemesi	25
2.2.1.	Döviz Kuru Piyasasında Volatilite.....	26
2.2.1.1.	Geçmiş Dönem Varyanslarına Bağlı Modeller.....	26
2.2.1.2.	Nonparametrik Yöntemler	27
2.2.1.3.	Nonparametrik Yüzde Regresyonu.....	27
2.2.1.4.	ARCH Ailesi Modelleri	28
2.2.1.5.	Stokastik Volatilite Modeli	29
2.3.	Doğrusal Olmayan Zaman Serileri	29
2.3.1.	Doğrusal Olmayan Otoregresif Modeller (NLAR).....	29
2.3.2.	Volterra Açılım Modelleri	29
2.3.3.	Bilinear Modeller (BL(p,qP,Q))	30
2.3.4.	Genelleştirilmiş Otoregresif Modeller (GAR).....	31
2.3.5.	Üstel Otoregresif Modeller (EAR).....	31
2.4.	TAR Grubu Modelleri.....	31
2.4.1.	Kendinden Uyarımlı Eşik Otoregresif Modeller (SETAR)	33
2.4.1.1.	Hansen' in Yaklaşımı.....	33
2.4.1.2.	Tong' un Yaklaşımı	35
2.4.1.3.	Tsay' in Yaklaşımı	36
3.	BULGULAR.....	38
3.1.	Döviz Kurları Üzerine Uygulama.....	38
3.2.	Doğrusallık Testleri	40

3.2.1.	Keenan's One-Degree Test For Nonlinearity	40
3.2.2.	Tsay's Test For Nonlinearity	41
3.2.3.	Likelihood Ratio Test for Threshold Nonlinearity	41
3.3.	Doğrusallık Testlerinin İlgili Paritelere Uygulanması Doğrusallık Testleri	48
3.4.	SETAR Modellemesinin Paritelere Uygulanması	49
4.	SONUÇ	110
	KAYNAKLAR	113
	EKLER	118
	ÖZGEÇMİŞ	199

ÖZET

Dışa açık ekonomilerde makroekonomik bir değişken olarak döviz kurlarının sayısal değeri, özellikle ekonomiler arası karşılıklı bağımlılık dikkate alındığında büyük önem arz etmektedir. Politik ekonomi cephesinden tahlil edildiğinde makroekonomik tasarımdaki fotoğrafı bozmamak için çaba sarf eden ve özellikle ihracat güdümlü büyüme karakteristiğine sahip olan ekonomilerde döviz kurlarının hedeflenen seviyesi hayati önem taşımaktadır. Küresel ölçekte bakıldığında döviz kuru rejimi ve politikalarının paritelere yansıyan sayısal değerleri, kur politikasını uygulayan ülkeden diğer ülkelere doğru resesyona bir etki dahi doğurabilmektedir. Bu anlamda egemen ekonomilerin takip edecekleri kur politikaları diğer dünya ekonomilerini manipüle edecek, global ekonomik projeksiyonu bir anda değiştirebilecektir. Makro politikalar bakımından bu kadar önemli olan döviz kurları diğer makro ekonomik değişkenler ile de yakın temas halindedir. Ancak bu durum döviz kuru (t+1). dönemdeki değerinin ne olacağı problemini halletmemekte, stokastik niteliği bulunan bir değişkeni yine stokastik başka bir değişkenle izah etmek anlamına gelmektedir. Bu durumda sorun çığ gibi büyüyecektir. Tam bu noktada döviz kuru tahmininin neden önemli olduğunu anlatmaktan daha öteye gitmemiz gerekmektedir. Ayrıca konuyu sadece ekonometrik bir neden sonuç olayı olarak düşünmek de kısıtlı sayıda veya bilinemeyecek olan stokastik bağımsız değişkenlerle uğraşmak anlamına gelecektir. Bu yüzden ekonometrik boyuta ilaveten zaman serileri analizi boyutunun da modelleme sürecine dâhil edilmesi gerekmektedir. Her zaman serisinin kendi içsel dinamiklerine (bazen bu dinamikler zaman serisi bileşenleri olarak da ifade edilir) duyarlı bir yapısının olduğu düşünüldüğünde bu dinamikler tahmin açısından koordinat vermekte ve başka dışsal değişkenlere olan zaruri bağımlılığı ciddi oranda ortadan kaldıracaktır. Bu çalışmada tam olarak yapılan da budur.

Forex (foreign exchange) piyasası bahsi geçen döviz kurlarının alınıp satıldığı anlık veya uzun vadeli işlem yapılabilen spot bir döviz kuru piyasasıdır. Dünyanın en büyük işlem hacmine sahip piyasası konumundaki Forex piyasası zaman serileri deneyiminin herhalde en güzel yaşanabileceği veri madenlerinden biri durumundadır. Forex piyasası tasarruf sahipleri açısından da büyük kaldıraç oranları eşliğinde çok ciddi bir hareket sahası sağlamaktadır. Buradan aslında şu önemli noktaya vurgu yapmak istenilmektedir. Ekonomilerdeki döviz kuru paritelerinin önemi sadece dış ticarete verdikleri hareketlilikle

kalmamakta aynı zamanda bireysel ve kurumsal tasarruf sahiplerinin de ciddi anlamda ilgisini çekmektedir.

Bu yüzden bu çalışmada döviz kuru paritelerinin tahmini, yatırımcılar için de farklı ve çok ciddi bir teknik analiz niteliği taşımaktadır. Bu çalışmada tahmini gerçekleştirilen modelleme yaklaşımının çok uzak olmayan bir gelecekte Forex yatırım platformlarına da dahil olacağı beklentisi ayrıca muhafaza edilmektedir.

Tez çalışmasında öncelikle konu ile alakalı doğrusal zaman serileri analizi kapsamlı bir şekilde verilmiş, bu analize dair sonuçlar ile betimsel istatistikler tezin EK-1- kısmında tüm döviz kuru pariteleri için ayrı ayrı zaman dilimlerinde verilmiştir. Ardından, doğrusal olmayan zaman serileri analizine öncelikle doğrusallık testleri bağlamında değinilmiş ve doğrusallık testleri yine tüm pariteler için ayrı ayrı zaman dilimleri için uygulanmıştır. Daha sonra tezin konu başlığı olan SETAR modellemesi detaylı olarak doğrusal olmayan örüntüyü açıklamak için tatbik edilmiştir. SETAR modelleme süreci ve bu modele ait diğer tanısal istatistiki analizler, tüm paritelerde ayrı ayrı zaman dilimleri için uygulanmıştır.

Anahtar Kelimeler : Döviz kurları, Forex piyasası, doğrusal zaman serileri analizi, doğrusallık testleri, doğrusal olmayan zaman serileri analizi, SETAR modeli

SUMMARY

NONLINEAR CURRENCY MODELLING IN THE SCOPE OF SELF-EXCITING THRESHOLD AUTOREGRESSIVE MODELS

The numerical values of currencies as a macroeconomic variable has a great importance in outward-oriented economies especially when the mutual dependence between the economies is taken into consideration. It becomes clear when the issue is interpreted in terms of economy that the targeted level of the currencies is of vital importance in economies that has the characteristics of export-driven growth and that struggle for keeping the photograph of the macroeconomic design smooth. When the issue is considered in a global scale, the numerical values of the currency regimes and policies that are reflected in parity may even give rise to a recession effect towards the countries that apply the currency policy. In this sense, the currency policies of the dominant economies will manipulate the economies of the other countries and change the global economic projection at one instant. The currencies which are so important for macro economies are in close contact with the other macro economic variables. However; this situation does not resolve the issue of what the value of the currency in (t+1) period will be; and tries to explain a variable that has a scholastic characteristics with another scholastic variable. In this situation, the problem will grew even worse.

Right at this point, we must to tell why the currency estimation is so important and nothing more. In addition, handling the issue as a mere econometric cause-effect will only mean dealing with limited number of scholastic independent variables. Therefore, in addition to the economic dimension, the time series analysis dimension must also be included in the modelling process. When the fact that each time series has its own internal dynamics (sometimes these dynamics are described as time series components) that are sensitive is considered, it is observed that these dynamics give coordinates in terms of estimation, and eliminate the obligatory dependency to some external variables at a serious level. This is exactly the thing which is dealt with in this study.

Forex (foreign exchange) market is the spot currency market where the abovementioned currencies are purchased and sold or processed for short or long term periods. The Forex Market, which has the highest process volume in the world, is one of

the data mines in which the time series experience can be lived in the most beautiful sense. The Forex Market ensures a very serious activity area for the account owners accompanied by great leverage rates. Right at this point, the thing which is emphasized is that the importance of currency parity in economies is not only in the activity given to external commerce but also in attracting the attention of individual and institutional owners of savings. For this reason the estimation of currency parity has the quality of a very different and serious technical analysis for investors.

In this study, it is claimed that the modeling approach, which is performed in estimation, will be included in the Forex Investment Platform in a future that is not so far. The linear time series analysis that is relevant with the issue is given in detail in the thesis study, and the results that are based on this analysis and the descriptive statistics are given in the Appendix-1 of the study for all currency parities in separate time points. Then, the nonlinear time series analysis is dealt with in the scope of linearity tests, and these tests are applied for all parities and for all time points. Then the SETAR modeling, which is the title of the thesis, is applied in detail to explain a pattern that is not linear. The analyses of the SETAR Modeling and all the other descriptive statistical analyses are applied in all parities for separate time points.

Keywords : Exchange Rates, Forex market, Linear Time Series Analysis, Linearity Tests, Nonlinear Time Series Analysis, SETAR model

TABLULAR LİSTESİ

Tablo 1.	Pariteler ve Paritelere Ait Gözlem Sayıları (n)	39
Tablo 2.	White Noise – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))	42
Tablo 3.	AR(1) ve MA(1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))	43
Tablo 4.	ARMA(1,1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))	44
Tablo 5.	ARCH(1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri	44
Tablo 6.	ARCH(2) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri	45
Tablo 7.	GARCH(1,1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri	45
Tablo 8.	TAR(1,1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri	46
Tablo 9.	ARFIMA(0,d,0) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))	47
Tablo 10.	Keenan (1985), Tsay (1986) ve Likelihood Ratio doğrusallık testleri	48
Tablo 11.	AUD/JPY - SETAR Modeli Hiperparametreleri	50
Tablo 12.	AUD/JPY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri.....	51
Tablo 13.	AUD/JPY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller	52
Tablo 14.	AUD/USD - SETAR Modeli Hiperparametreleri.....	56
Tablo 15.	AUD/USD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri.....	57
Tablo 16.	AUD/USD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller	58
Tablo 17.	EUR/GBP - SETAR Modeli Hiperparametreleri.....	62
Tablo 18.	EUR/GBP - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri.....	63

Tablo 19.	EUR/GBP - SETAR Modeli Tanısal Betimseller	64
Tablo 20.	EUR/JPY - SETAR Modeli Hiperparametreleri	68
Tablo 21.	EUR/JPY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri.....	69
Tablo 22.	EUR/JPY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller	70
Tablo 23.	GBP/JPY - SETAR Modeli Hiperparametreleri	74
Tablo 24.	GBP/JPY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri.....	75
Tablo 25.	GBP/JPY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller	76
Tablo 26.	GBP/USD - SETAR Modeli Hiperparametreleri.....	80
Tablo 27.	GBP/USD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri.....	81
Tablo 28.	GBP/USD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller	82
Tablo 29.	USD/CAD - SETAR Modeli Hiperparametreleri	86
Tablo 30.	USD/CAD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri.....	87
Tablo 31.	USD/CAD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller	88
Tablo 32.	EUR/USD - SETAR Modeli Hiperparametreleri	92
Tablo 33.	EUR/USD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri	93
Tablo 34.	EUR/USD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller.....	94
Tablo 35.	EUR/TRY - SETAR Modeli Hiperparametreleri	98
Tablo 36.	EUR/TRY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri	99
Tablo 37.	EUR/TRY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller.....	100
Tablo 38.	USD/TRY - SETAR Modeli Hiperparametreleri	104
Tablo 39.	USD/TRY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri	105
Tablo 40.	USD/TRY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller.....	106

GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik 1. Durağan AR(2) modeli için tipik otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları	13
Grafik 2. AR(2) sürecinde kabul edilebilir ρ_1 ve ρ_2 değerleri.....	15
Grafik 3. MA(2) sürecinde kabul edilebilir ρ_1 ve ρ_2 değerleri	20
Grafik 4. Durağan MA(2) modeli için tipik otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları	21
Grafik 5. Durağan ARMA(1,1) modeli için ρ_1 ve ρ_2 değerleri	23

1. GİRİŞ

1.1. Dış Ticaret ve Döviz Kurları

Açık ekonomik sistemlerde ülkeler arasında mal veya hizmet ticaretinin gerçekleştirilebilmesi için para birimlerinin birbirlerine konvertibl olması gereklidir. Söz konusu konvertibilitenin sağlandığı varsayımı altında, herhangi bir ülke dış ticarete konu bir mala ihtiyaç duyması durumunda bunu yabancı bir ülkeden karşılamak isteyecektir. Yabancı ülkeden ilgili malı satın alabilmesi için o ülkenin para birimine ihtiyaç duyacaktır. O halde açık ekonomiye sahip herhangi bir ülke dış ticaret yapabilmesi için ticareti yapacağı ülkelerin para birimlerine ihtiyaç duyacaktır. Bahsettiğimiz bu durum ülkenin yapmış olduğu dış ticaretin ithalat boyutunu ifade etmektedir. Ülkelerin ithalat ve ihracat hacimlerindeki değişiklik önemli ölçüde döviz kurlarından etkilenecektir. Dahası dış ticaret açığı veya fazlası diye ifade edilen kavramlar ile ödemeler dengesi (payment balance) sistemi de yine döviz kurundan etkilenmek durumundadır. Bu bakımdan dış ticaret dengesizliklerinin ortadan kaldırılması da bir bakıma döviz kurunun değerine bağlıdır denilebilir.

Döviz kurlarının hangi dışsallardan etkilendiği sorunsalı, aslında birçok diğer makro ekonomik modellerle aynı bilimsel akıbeti paylaşmaktadır. Şöyle ki, evrendeki birçok değişkenin karşılıklı etkileşime maruz kaldıkları gerçeği makroekonomik değişkenler için de geçerli olmakta, hatta bu etkileşim hem ayrı ayrı değişkenlerin birbirlerini etkilemesi bakımından olduğu gibi aynı zamanda ilgili değişkenin zamana yaygın değerleri bakımından da söz konusu olmaktadır. Burada kabul edilmesi kaçınılmaz olan şudur; etkileşimde mümkün tüm değişkenlerin model kapsamına alınamamasıdır. Bu durum regresif ifadelerde de hata terimi olarak yerini almıştır. Bu güçlük herhangi bir iktisadi değişkenin cari değerinin belirlenmesinde kullanılacak regresörlerin kısıtlı sayıda olmasına yol açacak böylelikle de modelleme sürecinde özellikle tahmin işlevi için altından kalkılması güç sorunlara yol açacaktır. Konuya elementer seviyede vakıf olan okuyucunun da dikkatini çekeceği üzere tez çalışmasının başlığının “Kendinden uyarımlı eşik otoregresif modeller...” ifadesi ile başlamasındaki önemli vurgu şudur; makro ekonomik zaman serilerinin modellenmesi gerçekleştirilirken modeli açıklayabilecek yeterince dışsalın bilinmemesi halinde en uygun yaklaşım ilgili değişkenin kendi zamana yaygın değişkenleri ile modelleme yapılmasıdır. Bu durum matematiksel istatistikte teoride

otoregresif modellere işaret etmektedir. Tezin modellemede hareket zeminini otoregresif modeller oluşturmaktadır.

Otoregresif modeller doğrusal olarak karakterize edilebileceği gibi doğrusal olmayan yapıyı açıklamak üzere de istihdam edilebilir. Tezin yakalamayı ümit ettiği ikinci nokta da makro ekonomik bir değişkenle ilgili olarak (döviz kurları) doğrusal olmayan bir yapı var ise bu yapıyı modelleme bağlamında aydınlığa kavuşturmak olacaktır. Doğrusal zaman serileri modellemesi ile ilgili olarak belli bir mesaiyi harcamış olan araştırmacılar, doğrusal olmayan yapıyı açıklamakta doğrusal yaklaşımların ne kadar yetersiz kaldığını kabul etmektedirler. Bu açıdan bakıldığında mümkün mertebe doğrusal olmayan modelleme yaklaşımlarına yönelmek gerekmektedir. Çalışmaya konu olan döviz kuru paritelerine ait gözlem değerlerinin doğrusal olup olmadığı da ayrıca araştırılacaktır. Doğrusallık testleri uygulandıktan sonra gözlem değerlerinin tümüne birden (doğrusal olup olmadığına bakılmadan) SETAR modellemesi uygulanacaktır.

1.2. Neden EURO/USD Paritesi

Günlük ticaret hacmi 1.5 trilyon olan dolar spot ticaretin en geniş hacimli para birimi durumundadır. En fazla ticareti yapılan döviz çifti de Euro / Usd paritesidir. Büyüme, faiz hadleri, enflasyon gibi makro ekonomik değişkenlerin yanı sıra politik faktörler döviz kurlarını etkileyen faktörlerin başında gelmektedir. Psikolojik ve makro anlamda sosyolojik faktörler de ayrıca etkileşimi tetikleyebilmektedir. Piyasa hareketlerine karşı benzer pozisyon sergileyen brokerlar spot döviz kuru piyasasında (Forex) spekülasyon temelli hareket etmeye kalkıştıklarında günlük 4-5 trilyon dolarlık işlem hacmine sahip bu piyasada spekülasyon çabalarının sonuçsuz kalacağını öğrenebileceklerdir. Yadsınamaz bir realite durumunda olan başka bir husus şudur ki, dışsal değişkeni bu kadar fazla olan ve politik faktörlere bu kadar duyarlı olan bir piyasada tahmin yapmak güç bir iştir. Bu piyasanın önemli özelliklerinden biri de var olan bilgi kullanımını açısından mükemmel işleyişi ve yeni bilgi elde edilmesi durumunda fiyatların bu bilgiye süratli bir şekilde uyarlanması anlamında etkin piyasa hipotezinin varlığıdır.

2. MATERYAL ve METOD

Döviz kuru dinamikleri ayrıca varlık getirileri ile birlikte de incelenmiştir. Gelişmiş ülkelerde uluslar arası finansal piyasalar tarafından üstlenilen yükselen rol varlık getirileri ile döviz kuru dinamikleri arasında muhtemel ilişkileri araştırmak bakımından ikna edici bir delil durumundadır. (Cappiello ve De Santis, 2005) Ayrıca Pavlova ve Rigobon varlık ve tahvil fiyatlarını etkileyen dışsalların aynı zamanda döviz kurlarını da etkilediğini belirtmişlerdir. (Pavlova ve Rigobon, 2003) Döviz kuru ile dış ticaret değişkenleri arasındaki ilişki toplam talebi etkilemesi bakımından birçok araştırmacı tarafından incelenmiştir. Bu çalışmaların neticeleri ele alınan dönemlere ve ekonometrik yöntemlere göre değişkenlik göstermiştir.

Literatürde, Rose ve Yellen (1989), reel döviz kurunun dış ticaret bilançosu üzerindeki etkisini incelemiş, istatistikî olarak böyle bir nedensel bulgunun Amerikan ekonomisinin son 25 yılında söz konusu olmadığını ifade etmişlerdir. Yine Acharyya (1994), Hindistan için yaptığı çalışmada sabit döviz kuru araçlarından biri olan devalüasyon uygulamasının dış ticaret dengesini müspet olarak etkilemediği neticesine ulaşmıştır. Amano ve Norden (1995), Amerika Birleşik Devletleri, Japonya ve Almanya için reel döviz kuru ile petrol fiyatları arasında bir ilişki tespit etmiştir. Ayrıca çalışmalarında dış ticaret ile reel döviz kuru arasında koentegre bir irtibat kurarak dış ticaret değişimlerinin döviz kurlarını etkilediğini ifade etmişlerdir. Salih Barışık, Elmas Demircioğlu (2006), Türkiye için yapmış oldukları çalışmada 1980 – 2001 dönemi için reel döviz kuru değişimleri ile ihracat ve ithalat rakamlarında bazı dönemler dışında istikrarlı bir artış gözlemlenmiştir. Dornbusch (1976), Amerika Birleşik Devletleri için yaptığı çalışmada ABD faiz oranları diğer ülke faiz oranlarını aştığında bunun ABD dolarının değerini artıracığı böyle bir durumda ise ABD dış ticaret dengesinin bozulacağını ifade etmiştir. Ayrıca öğretilerde mal piyasası ile diğer piyasalar arasındaki verimlilik farklılığının reel döviz kurunun belirleyicisi olduğunu ifade eden Balassa – Samuelson Hipotezi de farklı bir yaklaşım getirmiştir. Hatta bu hipotez hızlı gelişen ekonomilerin artan değerli döviz kuruna sahip olduğunu da ifade etmiştir.

Bu noktada ilgili döviz kurunun değerinin modellenmesi ve diğer makro değişkenlerle nedensel olarak incelenmesi politika uygulayıcılar için çok büyük önem taşımaktadır. Döviz kurunun zamana yaygın değerlerinin modellenmesi düşüncesi ise

matematiksel istatistik (daha genel anlamada istatistik veya ekonometri) branşının hareket sahasındadır.

Değişkenler arası korelatif ve nedensel ilişki biçimleri ile bu ilişkilerin şiddetinin istatistiki olarak anlamlılığının son derece önem kazandığı gerçeği, istatistik / ekonometri biliminin ekonomi, biyoloji, tıp, sosyoloji ve daha birçok alanla irtibatlı disiplinlerarası bir alan olmasına neden olmuştur. Son yıllarda birçok bilim dalının matematik çerçevesinde ilerlemesine paralel olarak istatistik / ekonometri bilimi de gelişmiş, daha yeni tekniklerle ilgili teorilerde destekleme veya değişiklik yapma imkânı elde edilmiştir.

Özellikle ekonomi bilimi istatistiğin yoğun olarak kullanıldığı analize konu branşlardan biri durumundadır. İktisadi teoride araştırma konusu değişkenleri ele alırken bu değişkenlerin zamana yaygın değerleri üzerinde çalışılması matematiksel istatistiğin belki de en önemli saç ayaklarından biri olan zaman serileri metodolojisini gerektirmektedir. Hatta iktisat politikası uygulayıcılarının ekonomide bazı makro hedeflerin sayısal değerlerini yakalayabilmeleri için içsel değişkenlerin tutarlı tahminlerine ihtiyaç duymaları yine zaman serileri analizinin kullanımını gerektirmektedir. Zaman serileri analizi temelde zamana yaygın ve birbirinden farklı değişkenlerin nedensel ilişkilerini incelemekle birlikte yalnızca bir değişkenin ve bu değişkenin gecikmeli değerlerinin yer aldığı doğrusal veya doğrusal olmayan formatlarını da ele almaktadır. Doğrusal modeller, verilerdeki örüntünün doğrusala yakın olacağı varsayımı altında uygulanmaktadır. Bu durum iktisadi literatürde teorik ilişkinin veya değişken örüntüsünün doğrusal olduğu durumlarda tutarlı sonuçlar vermekte ancak doğrusal olmadığı durumlarda ise yanıltıcı bulgulara neden olabilmektedir. Doğrusal olmayan modelleri incelemeyen önce doğrusal modeller hakkında bazı kavramların üzerinde çalıştım. Bu kavramlar doğrusal zaman serileri başlığı altında sunulmuştur.

2.1. Doğrusal Zaman Serileri (Linear Time Series Analysis)

2.1.1. Durağanlık ve Birim Kök Analizi (Stationarity and Unit Root Analysis)

Stok marketlerdeki bazı analistlere göre kıymetli varlıkların cari dönem fiyatları, önceki dönem fiyatları ve tesadüfi şokların toplamından ibarettir. Bu durum,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad , \quad -1 \leq \rho \leq +1 \quad (2.1.1)$$

ile ifade edilebilir. Bu durumda eğer, $|\rho| < 1$ ise $t \rightarrow \infty$ olduğunda Y_t durağan (birim kök yok) bir zaman serisini ifade edecektir. $|\rho| = 1$ olduğunda ise durağan olmayan (birim kök mevcut) bir yapıyı ifade edecektir. (Dickey and Fuller, 1979) Bu durumda tüm tesadüfi şokların etkisinin bir sonraki döneme aktarıldığı ve kalıcı olduğu anlamına gelmektedir. (Baltagi, 2008)

Ortalama ve varyansın zamana göre değişmemesini ifade eden durağan yapı aşağıdaki gibi ifade edilecektir.

$$\bullet \quad \text{Ortalama} = E(Y_t) = \mu \quad (2.1.2)$$

$$\bullet \quad \text{Varyans} = \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2.1.3)$$

$$\bullet \quad \text{Kovaryans} = \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (2.1.4)$$

Durağan olmayan yapı ise,

$$E(Y_t) = Y_0 \quad \text{ve} \quad \text{Var}(Y_t) = t\sigma^2 \quad (2.1.5)$$

ile ifade edilecektir. Durağanlık bahsinde Nelson ve Plosser (1982) makroekonomik değişkenlerin büyük çoğunluğunda birim kökün mevcut olduğunu belirtmişlerdir. Gimeno, Manchado ve Minguez (1999), finansal alanda durağanlık analizi uygulamaları gerçekleştirmişlerdir. Yine Zivot ve Andrews (1992), kırılma noktası olan zaman serilerine durağanlık araştırması yapmışlardır. Benzer bir çalışma Perron (1997) tarafından gerçekleştirilmiş olup, Lumsdaine ve Papell (1997) iki yapısal kırılmanın söz konusu olduğu durumlar için alternatifler önermişlerdir. Kapetanios (2002) ise m adet yapısal kırılmanın olduğu durumlar için birim kök araştırması önermiştir. Bai – Perron (1998) da deterministik trendli katsayıların tutarlı tahminlerini elde etmiştir.

Birim kök testi için en genel uygulama alanı bulan test Dickey Fuller Testi'dir. (Tsay, 2005)

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t-1} Y_t}{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2} \quad (2.1.6)$$

$$\text{Dickey Fuller t test} = \frac{\hat{\rho} - 1}{\text{std}(\hat{\rho})} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t-1} u_t}{\hat{\sigma}_e \sqrt{\sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2}} \quad (2.1.7)$$

olarak ifade edilir.

Modeldeki kalıntıların otokorelatif bir yapı sergilemesi durumunda alışılmış Dickey Fuller Testi yetersiz kaldığı için “Genişletilmiş Dickey Fuller Testi” uygulanmalıdır. Bu testin hareket zeminini aşağıdaki model formatı oluşturmaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.1.8)$$

Yukarıdaki eşitlik (2.1.8)’de durağanlığın araştırılması, Y_{t-1} değişkenine ait δ parametresinin sıfıra eşit olup olmadığının sınanması ile mümkündür. Bu şekilde oluşturulmuş modelde birim kökün varlığının araştırılması otokorelasyonsuz bir bozucu terimi de garanti edecektir. (Brooks, 2008).

2.1.2. İktisadi Tahmin İçin Bazı Yaklaşımlar

Gujarati kitabında (Gujarati, 2004), ekonomik değişkenler için 5 farklı tahmin metoduna vurgu yapmıştır. Bunlar;

- a- Üstel Düzgünleştirme Yöntemleri**
- b- Basit Regresyon Modelleri**
- c- Eş Anlı Regresyon Modelleri**
- d- ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Models) Modelleri**
- e- Vektör Otoregresyon (Vector Autoregression Models) Modelleri**

a- Üstel Düzgünleştirme Yöntemleri: Verilen zaman serisinin tarihsel örüntüsüne en uygun matematiksel eğrinin seçilmesi ve seçilen eğrinin matematiksel formu ile tahminlemenin gerçekleştirilmesidir. Bu yöntem birkaç alt başlığı bünyesinde barındırır.

- **Basit Üstel Düzgünleştirme Yöntemi**
- **Holt’un Doğrusal Metodu**
- **Holt-Winter Metodu**

b- Basit Regresyon Modelleri: Ekonometrik çözümlemenin temel yapı taşı olan basit regresyon modellerinde, model formu oluşturulduktan ve parametreleri tahmin

edildikten sonra, dışsal değişkenin $t + i$. değerine ($i = 1, 2, 3, \dots, \infty$) karşılık gelen bağımlı değişkenin tahmin edilme sürecidir.

c- Eş Anlı Regresyon Modelleri: Alışılmış regresyon modellemesinin aksine regresif parametreler arasındaki ilişkinin tek yönlü değil, iki yönlü araştırıldığı metottur. İktisadi politika almaşıklarının önem kazandığı konjonktürlerde makro değişkenlerin birbirleri üzerinde sadece tek yönlü neden sonuç ilişkisi içinde bulunamayabilecekleri ihtimalini göz önünde bulundurmaya gerekir. Bu doğrultuda oluşturulacak eşanlı regresyon modellerinde tahminler daha tutarlı olacak, iktisadi çözümlenmeye de o nispette katkı sağlayacaktır.

d- ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Models) Modelleri: Box – Jenkins (BJ) metodolojisi olarak da bilinen bu metotta, Y_t , k tane regresör tarafından ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$) değil, Y_t 'nin kendi gecikmeli değerleri ve/veya stokastik hata terimi ile açıklanır. Bu kapsamda bazı popüler süreçlere değinmek yerinde olacaktır.

• **AR (Autoregressive) Süreci:** Endojen değişken ve bu değişkenin p . mertebeden ($p = 1, 2, 3, \dots, k$) gecikmeli değerlerinin dışsal değişkenler olarak modelde yer aldığı sürece otoregresif süreç denilmektedir. Bu durum genelleştirilmiş biçimde aşağıdaki modelle ifade edilmektedir.

$$AR(p) \text{ süreci: } Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + e_t, \quad (2.1.9)$$

Burada Y_t , ilgili zaman serisi değişkeni, p , pozitif tam sayı, e_t , ortalaması sıfır, varyansı σ_e^2 olan white noise karakterini ihtiva eden hata terimini ifade etmektedir.

p değerinin alacağı değer otoregresif sürecin mertebesini belirlemektedir. (Örneğin, $p = 1$ ise otoregresif süreç 1. dereceden olup “AR(1)” olarak ifade edilmektedir. AR(1) sürecini ise,

$$AR(1) \rightarrow Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + e_t \quad (2.1.10)$$

modeli ifade etmektedir.

İlgili otoregresif modelin mertebesinin alacağı değerin tespitinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları kullanılacak olup bu husus çalışmamın ilerleyen bölümlerinde irdelenecektir.

Ayrıca AR sürecinin vektör formu da aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir. (Creel, 2006)

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_p \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2.1.11)$$

- **MA(Moving Avarage) Süreci:** Sonsuz gecikmeli otoregresif süreçler ve bu süreçlerde bazı parametrelerin sınırlandırıldığı durumdan türetilen, bağımlı değişkenin bozucu teriminin gecikmeli değerleri ile açıklandığı süreci ifade etmektedir.

Bu durum genelleşmiş biçimde aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$MA(q) \text{ süreci: } Y_t = \beta_0 + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} \dots - \theta_q e_{t-q}, \quad (2.1.12)$$

ile ifade edilecektir.

- **ARMA (Autoregressive Moving Avarage) Süreci:** Genelleştirilmiş model formu,

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + e_t - \sum_{i=1}^q \theta_i e_{t-i} \quad (2.1.13)$$

şeklinde olan süreçlerdir.

Örneğin, ARMA (1,1) süreci aşağıdaki model formatında gösterilebilir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 e_t - \beta_1 e_{t-1} \quad (2.1.14)$$

ARMA süreçlerinin durağanlığı ise, MA süreci parametrelerine $(\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_q)$ değil, tamamen otoregresif parametrelere $(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_p)$ bağlıdır. (Hamilton, 1994)

AR, MA ve ARMA süreçlerinde parametre tahminleri (Davidson and MacKinnon, 1999) tarafından irdelenmiştir.

- **ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) Süreci:** Zaman serileri ile ilgili regresif ve otoregresif çözümlemenin yapılabilmesi için ilgili değişkenlerin durağan olması gerektiğini (I(0)) daha önce vurgulamıştık. Ancak durağan olmayan serilerde durağanlığın sağlanabilmesi için fark alma işleminin uygulanması gereklidir. İlgili zaman serisine birinci fark alma işlemi gerçekleştirildikten sonra seri durağan hale geliyorsa I(1) ile ifade edilir. (Birinci mertebeden durağan). Birinci farkların alınmasına

rağmen durağan değil ise ikinci farklar alınır, bu halde durağanlık gerçekleşiyor ise ikinci mertebeden durağanlık (I(2)) söz konusudur. Bu şekilde kaçınıcı defa fark alma işleminden sonra durağanlık gerçekleşiyor ise o mertebeden durağan (entegre) zaman serisi söz konusu olur. Örneğin, I(0)' ı elde edebilmek için d. kez fark alma işlemi gerekiyor ise bu durum I(d) ile ifade edilir. Bu da d. mertebeden durağanlığı ifade etmektedir. ARMA modellemesine başlamadan önce üzerinde işlem yapılan zaman serisinin durağanlık niteliği araştırılır, daha sonra ARMA modellemesine geçilir. Bu şekilde durağanlığı veya durağanlığının mertebesi belirlenen zaman serisi ARIMA(p,d,q) ile ifade edilir.

Doğrusal zaman serilerinde seri örüntüsünün otoregresif süreçler dahilinde izahı oldukça popüler bir yaklaşımdır. Hem bu nedenle, hem de otoregresif süreçlerin rejim değişikliğini dikkate alan eşik otoregresif modellerinde inceleme konusu olacağından daha detaylı bir şekilde tezin ilerleyen kısımlarında ele alınacaktır.

e- Vektör Otoregresyon (Vector Autoregression Models) Modelleri (VAR Modelleri): Yapı olarak eş anlı modellere benzeyen bu model sisteminde egzogen değişken söz konusu olmayıp endojen değişken yalnızca kendi gecikmeli değerleri tarafından açıklanır.

Zaman serileri modellemesinde doğrusal model formatları ve bu formatlardan elde edilen tahminsel sonuçlar, makroekonomik uygulamada doğrusal olmayan model biçimlerine göre yetersiz kalmaktadır. Çünkü değişkenlerin zamana yaygın örüntülerinden de anlaşılacağı gibi birçok makro değişken doğrusal karakterli olmayıp doğrusal olmayan hatta bazen kaotik yapı sergilemektedir.

2.1.3. Doğrusal Zaman Serisi Modelleri Çerçevesinde Otoregresif Süreçler

Box, Jenkins and Reinsel (2008), otoregresif süreci aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir.

$$\tilde{z}_t = \phi_1 \tilde{z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{z}_{t-p} + a_t \quad (2.1.15)$$

$\phi_1, \phi_2, \phi_3, \dots, \phi_p$ ağırlık parametreleri olarak tanımlanmış ve eşitlik (2.1.5) ifadesi

p. mertebeden otoregresif süreci meydana getirmiştir. (AR(p))

Eşitlik (2.1.5) ifadesi başka bir biçimde;

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \tilde{z}_t = a_t \quad (2.1.16)$$

$$\phi(B) \tilde{z}_t = a_t \quad (2.1.17)$$

şeklinde gösterilmiştir.

Söz konusu otoregresif modeli aşağıdaki biçimde genelleştirilebilir.(Akdi, 2012)

$$\tilde{z}_t - \mu = \sum_{i=1}^p \phi_i (\tilde{z}_{t-i} - \mu) + a_t \quad (2.1.18)$$

$$\tilde{z}_t - \mu = -\mu \sum_{i=1}^p \phi_i + \sum_{i=1}^p \phi_i \tilde{z}_{t-i} + a_t \quad (2.1.19)$$

$$\tilde{z}_t = \mu \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i \right) + \sum_{i=1}^p \phi_i \tilde{z}_{t-i} + a_t \quad (2.1.20)$$

$\mu = 0$ alındığında p. mertebeden otoregresif model (AR(p)),

$$\tilde{z}_t = \sum_{i=1}^p \phi_i \tilde{z}_{t-i} + a_t \quad (2.1.21)$$

biçiminde gösterilecektir.

Söz konusu otoregresif süreç durağanlık koşulları bahsinde ele alınacak olursa, eşitlik (2.1.17) deki $\phi(B)$ ifadesinin reel kökleri irdelenecektir. Bu aşamada $\phi(B) = 0$ olacak ve $G_1, G_2, G_3, \dots, G_p$ olan kökleri araştırma konusu olacaktır. Durağanlık $|G_i| \leq 1$ olduğunda sağlanacaktır. (Bu durumda reel kökler birim çemberin dışındadır). Yani, denklemin kökleri mutlak değerce 1'den küçük ise durağanlık söz konusu olacaktır. Nihayet $\phi(B) = 0$ ifadesi *karakteristik denklem* olarak ifade edilecektir. Söz konusu karakteristik denklem eşitlik (2.1.22) de ifade edilmiştir.

$$m^p - \sum_{i=1}^p \phi_i m^{p-i} = 0 \quad (2.1.22)$$

Söz konusu karakteristik denklemde a_t hata terimi, ortalaması 0 (sıfır), varyansı σ_a^2 olan white noise sürecini ifade etmektedir.

Durağanlık koşulları altında \tilde{z}_t , $E(\tilde{z}_t) = \mu$ ve $E(\tilde{z}_{t-1}) = \mu$ olacaktır. Söz konusu eşitlikler ilgili otoregresif denklemde yerine yazılacak olursa;

$$\mu = \phi_1 + \phi_2 \mu \text{ elde edilecek, } E(\tilde{z}_t) = \mu = \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} \text{ olacaktır. Şu durumda } \tilde{z}_t \text{ ifadesinin}$$

ortalaması (beklenen değeri) $\phi_2 \neq 1$ iken var olacak, $\phi_1 = 0$ iken sıfıra eşit olacaktır.

Durağan olmayan bir \tilde{z}_t serisi, $\nabla = 1 - B$ fark operatörü olmak üzere $\nabla^d \tilde{z}_t = (1 - B)^d \tilde{z}_t$ ifadesi ile d. defa fark alındığında durağan oluyor ise d. mertebeden bütünleşik olduğu ifade edilmektedir.

2.1.3.1. Otokorelasyon Fonksiyonu

Box, Jenkins and Reinsel (2008),

$$\tilde{Y}_t = \phi_1 \tilde{Y}_{t-1} + \dots + \phi_p \tilde{Y}_{t-p} + a_t \quad (2.1.23)$$

durağan otoregresif sürecini, \tilde{Y}_{t-k} ($k \geq 0$) terimi ile çarpmış,

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} \quad , \quad k > 0 \quad (2.1.24)$$

fark denklemini elde etmiştir. ¹ eşitlik (2.1.24) γ_0 parametresine bölünüp aşağıdaki otokorelasyon fonksiyonu elde edilmiştir. ²

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \quad , \quad k > 0 \quad (2.1.25)$$

(2.1.25) eşitliği “ $\phi(B)\rho_k = 0$ ” gibi düşünüldüğünde ³ yine $\phi(B)$ ifadesi,

$$\phi(B) = \prod_{i=1}^p (1 - G_i B) \quad (2.1.26)$$

olarak yazılabilecektir. Buradan genel çözüm,

$$\rho_k = A_1 G_1^k + A_2 G_2^k + \dots + A_p G_p^k \quad (2.1.27)$$

biçiminde olacaktır. Burada G_1, G_2, \dots, G_p ;

$$m^p - \phi_1 m^{p-1} - \dots - \phi_p = 0 \quad (2.1.28)$$

karakteristik denkleminin kökleridir. ⁴

- Köklerin reel olması durumunda, k arttıkça $A_i G_i^k$ ifadesi geometrik olarak sifıra yaklaşır.
- Köklerin kompleks olmaları durumunda ise k arttıkça $D^k \sin(2\pi fk + F)$ biçiminde gösterilen sinüs dalgaları sönükleşir.

Nihayet durağan bir otoregresif sürecin otokorelasyon fonksiyonu sönen üstellerin ve sinüs dalgalarının bir karışımından ibaret olacaktır.

¹ “ $\tilde{Y}_{t-k} \cdot a_t$ ” çarpımının beklenen değeri $k > 0$ iken sifıra yaklaşacaktır.

² (32) denklemini rassal şokların ifade edildiği a_t terimi hariç (30) modeli ile benzerlik göstermektedir.

³ Burada $\phi(B)$, $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ biçiminde gösterilmiştir.

⁴ Durağanlık için $|G_i| < 1$ şartının gerekli olduğunu daha önce belirtmiştik.

2.1.3.2. Otoregresif Parametrelerin Bulunması (Yule-Walker Denklemleri)

Eşitlik (2.1.25) otokorelasyon fonksiyonu dikkate alındığında ve $k=1,2,\dots,p$ ifadesi sınıandığında $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p$ değişken ve $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ parametrelerine binaen kurulan doğrusal eşitlik kümeleri elde edilecektir. Söz konusu parametrelerin Yule-Walker eşitlikleri ile ifadesi aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\phi = \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{bmatrix}, \quad \rho_p = \begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_p \end{bmatrix} \quad \text{ve} \quad P_p = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{p-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \rho_{p-3} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (2.1.29)$$

Parametrelerin çözümü ise,

$$\phi = P_p^{-1} \cdot \rho_p \quad (2.1.30)$$

ile ifade edilecektir.^{5,6}

2.1.3.3. Birinci Mertebeden Otoregresif Süreçler

$$\tilde{Y}_t = \phi_1 \tilde{Y}_{t-1} + a_t \quad (2.1.31)$$

$$\tilde{Y}_t = a_t + \phi_1 a_{t-1} + \phi_1^2 a_{t-2} + \dots$$

$$\tilde{Y}_t = a_t + \phi_1 a_{t-1} + \phi_1^2 a_{t-2} + \dots, \quad -1 < \phi_1 < +1 \quad (2.1.32)$$

durağan birinci mertebeden otoregresif süreci ifade edecektir.

Birinci mertebeden otoregresif sürecin otokorelasyon fonksiyonu;

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1}, \quad k > 0 \quad (2.1.33)$$

biçimindedir. Buradan, ϕ_1 pozitif bir değer ise, otokorelasyon fonksiyonu sıfıra yakınsayacaktır. ϕ_1 negatif bir değer aldığımda ise, otokorelasyon fonksiyonu salınım

⁵ Box, Jenkins and Reinsel (2008), doğrusal durağan bir sürecin spektrumunu,

$$p(f) = 2\sigma_a^2 \psi(e^{-i2\pi f}) \psi(e^{i2\pi f})$$

$$p(f) = 2\sigma_a^2 \left| \psi(e^{-i2\pi f}) \right|^2, \quad 0 \leq f \leq \frac{1}{2}$$

olarak ifade etmişlerdir.

⁶ Box, Jenkins and Reinsel (2008), AR(p) biçimindeki bir otoregresif sürecin spektrumunu aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir.

$$p(f) = \frac{2\sigma_a^2}{\left| 1 - \phi_1 e^{-i2\pi f} - \phi_2 e^{-i4\pi f} - \dots - \phi_p e^{-i2p\pi f} \right|^2}, \quad 0 \leq f \leq \frac{1}{2}$$

$$\rho_k = \frac{G_1(1-G_2^2)G_1^k - G_2(1-G_1^2)G_2^k}{(G_1 - G_2)(1 + G_1 \cdot G_2)} \quad (2.1.38)$$

G_1^{-1} ve G_2^{-1} , (44) karakteristik denkleminin kökleridir.

Kökler reel olduğunda 1 ve 2 bölgeleri dahilinde parabolik bir eksen boyunca uzanır. ¹⁰ Kökler kompleks olduğunda ise ikinci mertebeden otoregresif süreçler “pseudoperiodic behaviour” sergileyeceklerdir. Bu durum,

$G_1 = De^{i2\pi f_0}$ ve $G_2 = De^{-i2\pi f_0}$ dönüşümleri ile aşağıdaki eşitlik (2.1.39)’u ifade edecektir.

$$\rho_k = \frac{D^k \sin(2\pi f_0 k + F)}{\sin F} \quad (2.1.39)$$

Burada D, damping factor, f_0 frekans, F aşama (safha) sayısını göstermektedir.

2.1.3.6. İkinci Mertebeden Otoregresif Sürecin Yule-Walker Eşitlikleri

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \phi_1 + \phi_2 \rho_1 \\ \rho_2 &= \phi_1 \rho_1 + \phi_2 \end{aligned} \quad (2.1.40)$$

(2.1.40) ile numaralandırılmış denklem sistemi çözüldüğü zaman,

$$\phi_1 = \frac{\rho_1(1-\rho_2)}{1-\rho_1^2} \quad \text{ve} \quad \phi_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1-\rho_1^2} \quad (2.1.41)$$

elde edilecektir.

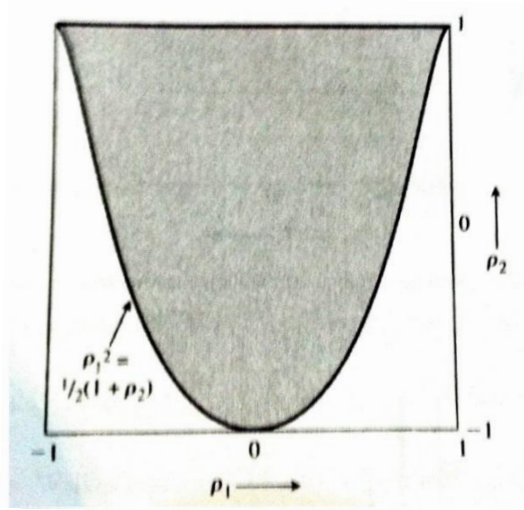
2.1.3.7. İkinci Mertebeden Otoregresif Sürecin Spektrumu

$$p(f) = \frac{2\sigma_a^2}{|1 - \phi_1 e^{-i2\pi f} - \phi_2 e^{-i4\pi f}|^2} \quad (2.1.42)$$

$$p(f) = \frac{2\sigma_a^2}{1 + \phi_1^2 + \phi_2^2 - 2\phi_1(1 - \phi_2) \cos(2\pi f) - 2\phi_1 \phi_2 \cos(4\pi f)}, \quad 0 \leq f \leq \frac{1}{2} \quad (2.1.43)$$

AR(2) süreci dikkate alındığında kabul edilebilir ρ_1 ve ρ_2 değerleri aşağıdaki gibi ifade edilecektir.

¹⁰ Kökler pozitif olduğunda (1), negatif olduğunda (2) bölgesi dâhilindedir.



Grafik 2. AR(2) sürecinde kabul edilebilir ρ_1 ve ρ_2 değerleri¹¹

2.1.4.1. Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (Partial Autocorrelation Function)

Otoregresif sürecin mertebesinin belirlenmesi aşamasında kullanılan önemli bir araçtır. (Akdi, 2012) $x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+h-1}$ modelden çıkartıldığında, x_t ile x_{t+h} arasındaki korelasyon serinin h . kısmi otokorelasyonudur demiştir. Bu bağlamda söz konusu tanımı aşağıdaki fonksiyonel kalıpla ifade etmiştir.

$$\phi(h) = \text{Corr}(x_t, x_{t+h} | x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+h-1}) \quad (\text{Koşullu otokorelasyon}) \quad (2.1.44)$$

Kısmi otokorelasyon katsayıları için aşağıdaki özellikler betimlenmiştir. (Tsay,2005)

- t sonsuza yaklaştığında $\hat{\phi}_{p,p}$ parametresi ϕ_p parametresine yakınsar.
- Yine $l > p$ iken, $\hat{\phi}_{l,l}$ parametresi sıfıra yaklaşır.
- $\hat{\phi}_{l,l}$ 'nin asimptotik varyansı, $1/T$ ile ifade edilir. ($l > p$)

Otoregresif sürecin kaçınıcı mertebeden olduğunu belirlemede birçok bilgi kriteri bulunmakta olup, çoğunlukla “Akaike Bilgi Kriteri” (Akaike Information Criteria - AIC) kullanılmaktadır.¹² AIC kriteri minimum p .kısmi otoregresif mertebe AR sürecin mertebesini belirleyecektir.

¹¹ Grafik, Box,George E.P., Gwilym M. Jenkins and Reinsel, Gregory C., (2008) “Time Series Analysis, Forecasting and Control”, Fourth Edition, Wiley Series in Probability and Statistics kitabından alınmıştır.

¹² Maksimum olabilirlik kistası çerçevesinde Akaike Bilgi Kriteri,

AR(p) sürecinde parametre tahmini

p. mertebeden geciktirilmiş bir otoregresif model, (p+1). gözlem değerinden başlanacak şekilde “Koşullu En Küçük Kareler” yöntemi ile tahmin edilecektir.

AR(p) sürecinde uyum iyiliği (Goodness of Fit)

Determinasyon katsayısı birçok ekonometrik çalışmada kullanıldığı gibi burada da uyum iyiliği konusunda önemli bir ölçüttür. Aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=p+1}^T \hat{a}_t^2}{\sum_{t=p+1}^T (Y_t - \bar{Y}_t)^2} \quad (2.1.45)$$

AR(p) sürecinde öngörü

Tsay (2005), örneğin 1 adım sonrası için öngörü halinde aşağıdaki model kalıbını ve parametre tahminini ifade etmiştir.

$$Y_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 Y_t + \dots + \phi_p Y_{t+1-p} + a_{h+1} \quad (2.1.46)$$

$$\hat{Y}_t(1) = E(\hat{Y}_{t+1} | F_t) = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \hat{Y}_{t+1-i} \quad (2.1.47)$$

İki adım sonrası için öngörü kalıbı aşağıdaki gibi ifade edilecektir.

$$Y_{t+2} = \phi_0 + \phi_1 Y_{t+1} + \dots + \phi_p Y_{t+2-p} + a_{h+2} \quad (2.1.48)$$

$$\hat{Y}_t(2) = E(\hat{Y}_{t+2} | F_t) = \phi_0 + \phi_1 \hat{Y}_t(1) + \phi_2 Y_t + \dots + \phi_p Y_{t+2-p} \quad (2.1.49)$$

Nihayet çok adımlı öngörü modeli ise,

$$Y_{t+l} = \phi_0 + \phi_1 Y_{t+l} + \dots + \phi_p Y_{t+l-p} + a_{h+l} \quad (2.1.50)$$

$$\hat{Y}_t(l) = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \hat{Y}_t(l-i) \quad (2.1.51)$$

ile ifade edilecektir. ($\hat{Y}_t(i) = \hat{Y}_{t+i}$, $i \leq 0$)

Söz konusu model kapsamında öngörü $i = 1, 2, 3, \dots, l-1$ boyunca yinelemeli olarak gerçekleştirilecektir.

Bu bağlamda Tsay çalışmasında, zayıf ardışık bağımlılık koşulları altında öntahminlerin örnek ortalamasına, tahmin hatalarının standart sapmalarının ise verilerin

$$AIC = \frac{-2}{T} \ln(\text{likelihood}) + \frac{2}{T} (\text{parametresayısı})$$

İle ifade edilmektedir.

standart sapmasına yakınsayacağını ifade etmiştir. Ayrıca aralık tahminlerinin de yine gerçek gözlem değerlerine yakınsayacağından bahsetmektedir.

2.1.4.2. Hareketli Ortalama Modelleri - MA (Moving Average Models)

Hareketli ortalama modelleri zaman serileri metodolojisinde değişik yöntemlerle tanıtılmış, bir görüşe göre white noise serisinin genişletilmiş bir hali diğer bir görüşe göre (ki bizim de ele alacağımız yöntem budur) kısıtlanmış bazı parametrelerin bulunduğu sonsuz sayıda mertebesi bulunan AR sürecini ifade etmektedir. (Tsay, 2005, p. 50)

Tsay, aşağıdaki çözümlene süreci üzerinden MA sürecini ifade etmiştir.

Öncelikle pratikte pek de muhtemel olmayan eşitlik (2.1.52),

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + a_t \quad (2.1.52)$$

$$Y_t = \phi_0 - \theta_1 Y_{t-1} - \theta_1^2 Y_{t-2} - \theta_1^3 Y_{t-3} - \dots + a_t \quad (2.1.53)$$

ile ifade edilmiş¹³, ardından aşağıdaki gibi düzenlenmiştir.

$$Y_t + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_1^2 Y_{t-2} + \dots = \phi_0 + a_t \quad (2.1.54)$$

Daha sonra bir gecikmeli hali alınmış,

$$Y_{t-1} + \theta_1 Y_{t-2} + \theta_1^2 Y_{t-3} + \dots = \phi_0 + a_{t-1} \quad (2.1.55)$$

elde edilmiştir. Eşitlik (2.1.55) θ_1 ile çarpılıp daha sonra (2.1.54) eşitliğinden çıkarılarak aşağıdaki modele ulaşılmıştır.

$$Y_t = \phi_0 (1 - \theta_1) + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (2.1.56)$$

(2.1.56) eşitliği Y_t zaman serisinin cari dönem değerinin sabit terim hariç a_t ve a_{t-1} şoklarının (hatalarının) ağırlıklı ortalamasından ibaret olduğunu ifade etmektedir. Söz konusu model bu nedenle birinci mertebeden hareketli ortalama modelini açıklamakta, ayrıca aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir.¹⁴

$$Y_t = c_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (2.1.57)$$

¹³ Burada $\phi_i = -\theta_1^i$ ($i \geq 1$) ve $i \rightarrow \infty$ iken durağanlık koşullarının geçerli olması için $|\theta_1| < 1$ (yada $\theta_1^i \rightarrow 0$) olmalıdır.

¹⁴ MA(2) modeli, $Y_t = c_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}$ şeklinde, q. mertebeden MA süreci ise (MA(q)), $Y_t = c_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$ şeklinde ifade edilecektir.

Box, Jenkins, and Reinsel (1994), hareketli ortalama (MA) sürecini başka bir biçimde aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir.

$$Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \quad \text{ve} \quad Y_t = \theta(B) a_t \quad (2.1.58)$$

2.1.4.3. MA Sürecinin Otokorelasyon Fonksiyonu

Box, Jenkins, and Reinsel (2008), öncelikle (2.1.57) eşitliğini kullanıp MA(q) sürecinin otokovaryansını ¹⁵,

$$\begin{aligned} \gamma_k &= E \left[\left(a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \right) \left(a_{t-k} - \theta_1 a_{t-k-1} - \dots - \theta_q a_{t-k-q} \right) \right] \\ \gamma_k &= -\theta_k E \left[a_{t-k}^2 \right] + \theta_1 \theta_{k+1} E \left[a_{t-k-1}^2 \right] + \dots + \theta_{q-k} \theta_q E \left[a_{t-q}^2 \right] \end{aligned} \quad (2.1.59)$$

biçiminde ifade etmişlerdir. a_t 'ler arasında korelasyon sıfır iken ve $\gamma_k = 0$ ($k > q$) iken sürecin varyansını,

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_a^2 \quad (2.1.60)$$

biçiminde, buradan da sırasıyla otokovaryans ve nihayet otokorelasyon fonksiyonu;

$$\gamma_k = \begin{cases} (-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \theta_2 \theta_{k+2} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q) \sigma_a^2 & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases} \quad (2.1.61)$$

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \theta_2 \theta_{k+2} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2} & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases} \quad (2.1.62)$$

biçiminde ifade edilmiştir.

5. dipnot kullanılarak q. mertebeden bir MA sürecinin spektrumu,

$$p(f) = 2\sigma_a^2 \left| 1 - \theta_1 e^{-i2\pi f} - \theta_2 e^{-i4\pi f} - \dots - \theta_q e^{-i2q\pi f} \right|^2, \quad 0 \leq f \leq \frac{1}{2} \quad (2.1.63)$$

¹⁵ Box, Jenkins, and Reinsel (2008) doğrusal süreçlerin otokovaryans üreten fonksiyonunu (Autocovariance

Generating Function) $\gamma_k = \sigma_a^2 \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \psi_{j+k}$ olarak ifade etmişlerdir.

2.1.4.4. Birinci Mertebeden MA Süreci (MA (1))

(2.1.57) eşitliğindeki sabit terim ihmal edildiğinde MA(1) süreci,

$$Y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad (2.1.64)$$

ya da $Y_t = (1 - \theta_1 B)a_t$ ($-1 < \theta_1 < +1$) (2.1.65)

biçimindedir.

(2.1.60) eşitliği dikkate alındığında MA(1) sürecinin varyansı,

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2) \sigma_a^2 \quad (2.1.66)$$

2.1.4.5. Birinci Mertebeden MA Sürecinin Otokorelasyon fonksiyonu

Eşitlik (2.1.61) dikkate alındığında MA(1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2} & k = 1 \\ 0 & k > q \end{cases} \quad (2.1.67)$$

olarak ifade edilmiştir.

2.1.4.6. Birinci Mertebeden MA Sürecinin Spektrumu

Eşitlik (2.1.63) kullanılarak MA(1) sürecinin spektrumu, (Box, Jenkins, and Reinsel (2008))

$$p(f) = 2\sigma_a^2 |1 - \theta_1 e^{-i2\pi f}|^2 \quad (2.1.68)$$

$$p(f) = 2\sigma_a^2 |1 + \theta_1^2 - 2\theta_1 \cos(2\pi f)| \quad , \quad 0 \leq f \leq \frac{1}{2} \quad (2.1.69)$$

2.1.4.7. İkinci Mertebeden MA Süreci (MA (2))

Model kalıbı,

$$Y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \quad (2.1.70)$$

$$Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) a_t \quad (2.1.71)$$

biçimindedir.¹⁶

2.1.4.8. İkinci Mertebeden MA Sürecinin Otokorelasyon fonksiyonu

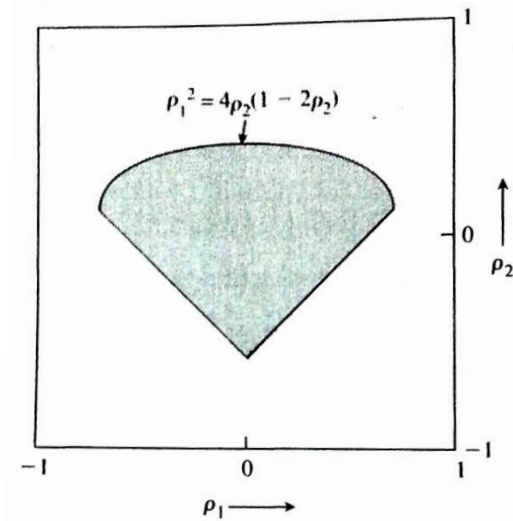
MA (2) sürecinin varyansı,

$$\gamma_0 = \sigma_a^2(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) \quad (2.1.72)$$

Eşitlik (2.1.62) dikkate alındığında, ρ_1 ve ρ_2 otokorelasyon katsayıları aşağıdaki gibidir.

$$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1 - \theta_2)}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2} \quad \text{ve} \quad \rho_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2} \quad (2.1.73)$$

MA(2) süreci dikkate alındığında kabul edilebilir ρ_1 ve ρ_2 değerleri aşağıdaki gibi ifade edilecektir.



Grafik 3. MA(2) sürecinde kabul edilebilir ρ_1 ve ρ_2 değerleri¹⁷

2.1.4.9. İkinci Mertebeden MA Sürecinin Spektrumu

MA(2) sürecinin spektrumu,(Box, Jenkins, and Reinsel (1994)),

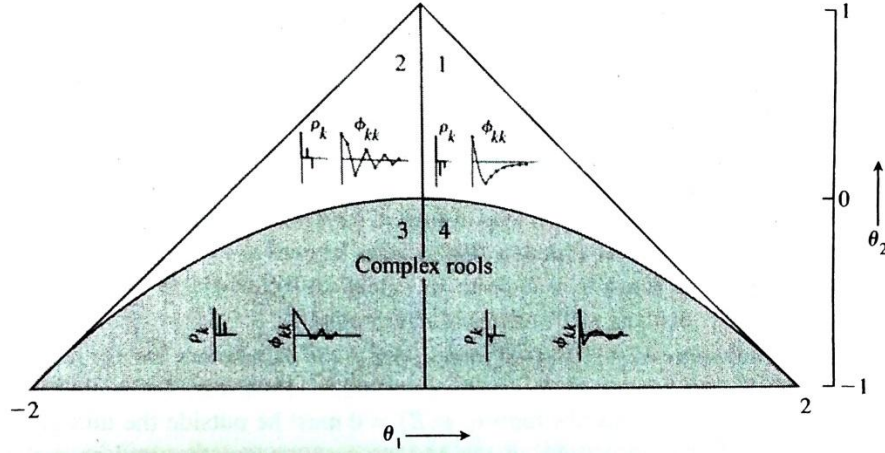
¹⁶ Durağanlık koşulları bakımından irdelenecek olursa, MA(2)'nin karakteristik denkleminin köklerinin birim çemberin dışında kalması ve $\theta_1 + \theta_2 < 1$, $\theta_2 - \theta_1 < 1$, $-1 < \theta_2 < +1$ olması gerektiğini ifade etmek gerekir.

¹⁷ Grafik, Box, George E.P., Gwilym M. Jenkins and Reinsel, Gregory C., (2008) "Time Series Analysis, Forecasting and Control", Fourth Edition, Wiley Series in Probability and Statistics kitabından alınmıştır.

$$p(f) = 2\sigma_a^2 \left| 1 - \theta_1 e^{-i2\pi f} - \theta_2 e^{-i4\pi f} \right|^2 \quad (2.1.74)$$

$$p(f) = 2\sigma_a^2 \left[1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 - 2\theta_1(1 - \theta_2) \cos(2\pi f) - 2\theta_2 \cos(4\pi f) \right], 0 \leq f \leq \frac{1}{2} \quad (2.1.75)$$

Box, Jenkins ve Reinsel' e göre durağanlık söz konusu olduğunda, MA(2) sürecinin karakteristik denkleminde elde edilen köklerin aşağıda Grafik 4.'de ifade edildiği gibi kompleks olmayan kısımda (taralı olmayan alan) kalması gerektiği ifade edilmiştir.



Grafik 4. Durağan MA(2) modeli için tipik otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları¹⁸

2.1.5. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri - ARMA (The Mixed Autoregressive Moving Avarage)¹⁹

AR ve MA modellerinin bir bileşimini ifade eden ARMA modelleri Box, Jenkins, and Reinsel (1994) tarafından ortaya atılmıştır. Genel formu aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + a_t - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} \quad (2.1.76)$$

Daha geniş bir tanımlama ile;

$$\phi(B)\tilde{Y}_t = \theta(B)a_t \quad (2.1.77)$$

olacaktır. Burada $\phi(B)$ ve $\theta(B)$, p . ve q . mertebelerdeki polinomial operatörleri göstermektedir.

¹⁸ Grafik, Box, George E.P., Gwilym M. Jenkins and Reinsel, Gregory C., (2008) "Time Series Analysis, Forecasting and Control", Fourth Edition, Wiley Series in Probability and Statistics kitabından alınmıştır.

¹⁹ Box, George E.P., Gwilym M. Jenkins and Reinsel, Gregory C., (2008) "Time Series Analysis, Forecasting and Control", Fourth Edition, Wiley Series in Probability and Statistics kitabından alınmıştır.

Eşitlik (2.1.76) ve (2.1.77) durağanlık koşulları bakımından incelendiğinde, durağanlığın sağlanabilmesi ve köklerin birim çemberin dışında kalabilmesi için karakteristik denklemlerdeki $\phi(B)=0$ ve $\theta(B)=0$ koşullarının sağlanması gerekir.

2.1.6. Otoregresif Hareketli Ortalama Modellerinin Otokorelasyon Fonksiyonu ve Spektrumu (Autocorrelation Function and Spectrum of ARMA Models)

2.1.6.1. ARMA Sürecinin Otokorelasyon Fonksiyonu

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \quad , \quad k \geq q+1 \quad (2.1.78)$$

2.1.6.2. ARMA Sürecinin Spektrumu

$$p(f) = 2\sigma_a^2 \frac{|\theta(e^{-i2\pi f})|^2}{|\phi(e^{-i2\pi f})|^2} = 2\sigma_a^2 \frac{|1 - \theta_1 e^{-i2\pi f} - \dots - \theta_q e^{-i2q\pi f}|^2}{|1 - \phi_1 e^{-i2\pi f} - \dots - \phi_p e^{-i2p\pi f}|^2} \quad , \quad 0 \leq f \leq \frac{1}{2} \quad (2.1.79)$$

2.1.7. Birinci Mertebeden Otoregresif Hareketli Ortalama Modellerinin Otokorelasyon Fonksiyonu

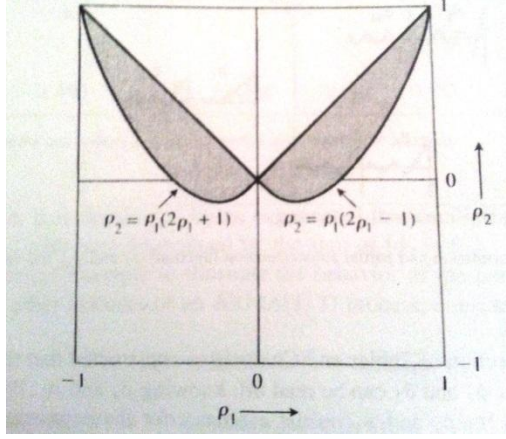
2.1.7.1. ARMA (1,1) Modellerinin Otokorelasyon Fonksiyonu

$$\gamma_0 = \frac{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \quad \text{ve} \quad \gamma_1 = \frac{(1 - \phi_1\theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 - \phi_1^2} \sigma_a^2 \quad (2.1.80)$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} \quad , \quad k \geq 2 \quad (2.1.81)$$

$$\rho_1 = \frac{(1 - \phi_1\theta_1)(\phi_1 - \theta_1)}{1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1} \quad \text{ve} \quad \rho_2 = \phi_1 \rho_1 \quad (2.1.82)$$

ARMA(1,1) sürecinde durağanlık için kabul edilebilir ρ_1 ve ρ_2 değerlerine ilişkin grafik aşağıdaki gibidir.



Grafik 5. Durağan ARMA(1,1) modeli için ρ_1 ve ρ_2 değerleri²⁰

ARMA (1,1) modeli,

$$Y_t = \phi_0 + a_t + \phi_1 Y_{t-1} - \theta_1 a_{t-1} \quad (2.1.83)$$

olarak ifade edilecektir. a_t terimi white noise serisini ifade etmektedir. ARMA (1,1) modelinin ortalaması,

$$E(Y_t) - \phi_1 E(Y_{t-1}) = \phi_0 + E(a_t) - \theta_1 E(a_{t-1}) \quad (2.1.84)$$

modelinden hareketle,

$$E(Y_t) = \mu = \frac{\phi_0}{1 - \phi_1} \quad (2.1.85)$$

biçiminde ifade edilecektir.

Varyansı ise

$$Var(Y_t) = \phi_1^2 Var(Y_{t-1}) + \sigma_a^2 + \theta_1^2 \sigma_a^2 - 2\phi_1 \theta_1 E(Y_{t-1} a_{t-1}) \quad (2.1.86)$$

modelinden hareketle ve Y_{t-1} ile a_t arasında sıfır korelasyon olduğu düşünüldüğünde,

$$E(Y_t a_t) = E(a_t^2) - \theta_1 E(a_t a_{t-1}) = E(a_t^2) = \sigma_a^2 \quad (2.1.87)$$

modeli de çözümlenmeye dahil edildiğinde,

$$Var(Y_t) - \phi_1^2 Var(Y_{t-1}) = (1 - 2\phi_1 \theta_1 + \theta_1^2) \sigma_a^2 \quad (2.1.88)$$

elde edilecektir.

Buradan ARMA (1,1) sürecinin varyansı,

²⁰ Grafik, Box, George E.P., Gwilym M. Jenkins and Reinsel, Gregory C., (2008) "Time Series Analysis, Forecasting and Control", Fourth Edition, Wiley Series in Probability and Statistics kitabından alınmıştır.

$$Var(Y_t) = \frac{(1 - 2\phi_1\theta_1 + \theta_1^2)\sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} \quad (2.1.89)$$

olarak ifade edilecektir.²¹

2.1.8.ARIMA Modeli (The Mixed Autoregressive Integrated Moving Avarage Process)

Box ve Jenkins tarafından literatüre kazandırılan modelleme süreci, durağan olmayan zaman serilerinde durağanlaştırma işlemi yapıldıktan sonra AR, MA veya ARMA proseslerinden birini ifade etmektedir. Söz konusu zaman serisi bir fark alma işlemi ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$) uygulandıktan sonra durağan hale geliyor ise $IAR(d, p)$, $IMA(d, q)$ veya $ARIMA(p, d, q)$ süreçlerinden biri model olarak seçilecek, $d = 1$ değerini alacaktır.²² Eğer birinci fark alındıktan sonra durağanlık gerçekleşmemiş ise bu defa ikinci farklar alınacak (farkı alınmış serinin tekrar farkının alınması) ve $d = 2$ değerini alacaktır. ($\Delta^2 Y_t = Y_t' - Y_{t-1}'$) Bu şekilde durağanlaştırmak için alınan fark sayısı d'nin sayısal değerini belirleyecek ve d. mertebeden entegre olan modellemeden bahsedilecektir. Örneğin, bir AR prosesi 3. fark alma işlemi uygulandıktan sonra durağanlaşıyorsa bu süreç 3. mertebeden entegre otoregresif süreci ifade edecektir. ($IAR(3, p)$)

Bu süreçten sonra belirlenmiş bir model kalıbının uygunluğu model kalıntılarının otokorelasyon içerip içermemesi bakımından ele alınacaktır. Bu amaçla otokorelasyon katsayıları üzerinden hesaplanan Box-Pierce Q test istatistiği ele alınarak modelin uygunluğu saptanabilmektedir. Box-Pierce Q test istatistiği aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$Q_{BJ} = n \sum_{k=1}^K \hat{r}_k^2 \quad (2.1.90)$$

²¹ Tsay'ın de kitabında ifade ettiği gibi varyansın pozitif değer taşıyabilmesi için $|\phi_1| < 1$ olması gerektiğini ve bunun da AR(1) prosesinin durağanlık koşulu ile aynı şeyi ifade ettiğini ifade edebiliriz. Ayrıca yine Tsay, ARMA (1,1) modelinin AR(1) modelinin durağanlık koşulları ile aynı koşulları paylaştığını ve ARMA(1,1) modelinin otokorelasyon fonksiyonununun 2. Gecikme hariç AR(1) modeli ile aynı örüntüyü sergilediğini ifade etmiştir.

²² ARIMA modelleme sürecinde d'nin sayısal değeri durağanlık tespitinden sonra belirlenecek, daha sonra ise önceki kısımlarda AR, MA veya ARMA süreçleri için uygulanan diagnostic prosesin aynısı uygulanacaktır.

n , zaman serisine ait gözlem sayısını, \hat{r}_k hatalara ait ilgili gecikmeden otokorelasyon katsayısını ifade etmektedir.²³

Hesaplanan Q_{BJ} test istatistiğinin değeri, $(K-p-q)$ serbestlik derecesi üzerinden χ^2 tablo değeri ile karşılaştırılır. Karşılaştırma neticesinde $Q_{BJ} > \chi^2$ ise sıfır hipotezi²⁴ red edilecek ve kalıntılar arasında otokorelasyonun varlığına dair ilgili güven seviyesinde kanaat oluşacaktır. Bundan sonra yapılması gereken yeni bir modelin tahmin edilmesidir. Q_{BJ} test istatistiği, küçük örneklem özellikleri bakımından ($n < 100$) pek de tatmin edici değildir. (Yılcıncı, 2007). Bu yüzden Ljung-Box (1978) tarafından ifade edilen Q test istatistiği kullanılmaktadır. (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005)

$$Q_{LB} = \frac{n(n+2) \sum_{k=1}^K \hat{r}_k^2}{(n-k)} \quad (2.1.91)$$

Q_{LB} test istatistiği de yukarıda ifade edilen Q_{BJ} test istatistiğinin yorumuna benzer bir biçimde yorumlanacaktır. $(K-p-q)$ serbestlik derecesi üzerinden χ^2 tablo değeri ile karşılaştırılıp, eğer $Q_{BJ} > \chi^2$ ise sıfır hipotezi red edilecek ve kalıntılar arasında otokorelasyonun varlığına dair ilgili güven seviyesinde kanaat oluşacaktır.

2.2. İktisadi Risk Analizi ve Getiri Bağlamında ARCH ve GARCH Modellemesi

Ekonomi güncelinde yatırımcıların bazı makroekonomik değişkenlere kâr elde etmek amacıyla yönelmeleri ve elde etmeyi ümit ettikleri getiriyi riskleri ile birlikte değerlendirmeleri gerekliliği riske maruz değer (Value at Risk (VAR)) kavramına dikkat çekmiştir. Bu kavram ve genişletilmiş ardıllarını finansal ekonometrinin konusu olduğu için bu konu ile ilgilenen bilim insanlarına bırakmak daha doğru olacaktır. Ancak tahmin kavramı öyle geniş bir kavramdır ki, önceki kısımlarda ifade edilen tekniklerin yanı sıra risk kavramını göz önüne alan bir yaklaşımında gerekliliği yadsınamaz. Bu anlamda, yatırım için pozisyon alınan herhangi değer (varlık, hisse senedi, kıymetli evrak, döviz, v.s.) $(t+1)$. nokta değeri kadar ilgili varlığın araştırılan zaman dilimindeki volatilitesi de

²³ Otokorelasyon katsayıları k . gecikmeden, $\hat{r}_k = \frac{\sum \hat{e}_t \hat{e}_{t-k}}{\sum \hat{e}_t^2}$ formülü ile hesaplanmaktadır.

²⁴ Sıfır hipotezi burada $H_0 : r_1 = r_2 = \dots = r_k = 0$ olacaktır.

büyük önem taşımaktadır. Volatilitenin sayısal büyüklüğü riskin (ya da getirinin) büyüklüğü anlamına gelmektedir. Yüksek volatil durumlarda doğru pozisyon alan yatırımcının getirisi kaldıraç etkisi ile birlikte çok büyük olmakta, tersi durumda çok ciddi kayıplara yol açabilmektedir. Risk alabilmek ya da riskten uzak durmak portföy yönetimi sahasında kıymetli konular olmakla birlikte, volatilitenin tahmini eğer yatırım için pozisyon alınacaksa hayati önem taşımaktadır.

2.2.1. Döviz Kuru Piyasasında Volatilitenin

Forex (Foreign Exchange) piyasasında, özellikle iktisadi sistemi ve ekonomik istikrarı zayıf ülkelerin para birimlerinin dahil olduğu paritelerin volatil hareketleri daha yüksektir. Yüksek kaldıraç oranlarının müsaade edildiği işlemlerde volatilitenin yüksek ise çok küçük zaman aralıklarında dahi yüksek oranlarda getiri elde edilebilmektedir. Şöyle ki, kur fiyatındaki değişimin dakikalık değişimlerde bile gözlemlenebildiği hesaba katıldığında örneğin bir saatlik bir zaman diliminde volatil hareketlere binaen doğru pozisyon alınabiliyorsa ciddi kazançlar sağlanabilmektedir. Döviz kuru piyasasında küçük zaman ve fiyat aralıklarında işlem yapma “scalping” olarak adlandırılmaktadır. Scalperlerin pozisyonda kalma süreleri çok kısadır. Volatilitenin tahmini ile ilgili çeşitli yaklaşımlar söz konusudur. Bildirici, Alp, Ersin ve Bozoklu (2010) söz konusu yaklaşımları aşağıdaki gibi 5 maddede açıklamasıyla tasnif etmişlerdir.

1. Geçmiş Dönem Varyanslarına Bağlı Modeller
2. Nonparametrik Yöntemler
3. Nonparametrik Yüzde Regresyonu
4. ARCH Ailesi Modeller
5. Stokastik Modeller

2.2.1.1. Geçmiş Dönem Varyanslarına Bağlı Modeller

Bu başlık altında iki farklı yonteme değinilmiştir.

- Basit Hareketli Varyans ve Ortalama Yöntemi:
$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (x_t)^2}{n}} \quad (2.2.1)$$

formülü ile hesaplanır.

- Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama Yöntemi:

$$\sigma^2 = \frac{x_t + \lambda x_{t-1} + \lambda^2 x_{t-2} + \lambda^3 x_{t-3} + \dots + \lambda^{n-1} x_{t-n}}{1 + \lambda + \lambda^2 + \lambda^3 + \dots + \lambda^{n-1}} \quad (2.2.2)$$

ile hesaplanacaktır. Ayrıca, $\sigma = \sqrt{\lambda \sigma_{t-1}^2 + (1-\lambda)x_t^2}$ formülü de kullanılabilir. Burada λ , gecikme katsayısı olarak volatilitenin hakkında belirleyici rol üstlenmektedir. Son formülden de anlaşılacağı gibi λ katsayısının 1'e yaklaşması durumunda geçmiş dönem değerlerinin volatilitenin katkısı artmaktadır.

2.2.1.2. Nonparametrik Yöntemler

Üç farklı yöntem ele alınmıştır.

- Tarihsel Benzetim Yöntemi: Bugünkü portföy dağılımı t gün önce olsaydı kazancının ne kadar olabileceğini ele alan ve simüle edilmiş verilerin kullanıldığı yöntemdir. Getiriler, geçmiş getiriler ile cari dönem birleştirilerek oluşturulan portföy üzerinden hesaplanır. Bu anlamda getiri aşağıdaki gibi ifade edilmiştir.

$$R_{p,k} = \sum_{i=1}^N w_{i,t} R_{i,k} \quad (2.2.3)$$

- Filtreli Tarihsel Benzetim Yöntemi: Bu yöntemde tarihsel benzetim yöntemi ile hesaplanan getiriler belirlenen gün öngörülen volatilitenin ile $\eta = \frac{\varepsilon}{\sqrt{\hat{h}_t}}$ formülü kullanılarak standartlaştırılır. Yine filtrelenmiş getiriler kullanılmadan önce mevcut durumdaki koşullu volatilitenin ile çarpılarak piyasa koşulları yansıtılmış olur.

- Hibrid Tarihsel Benzetim Yöntemi: Hibrid benzetim yönteminde yakın geçmişten simüle edilen getirilerin uzak geçmişten elde edilenlere göre açıklayıcı özelliğinin daha fazla olduğu ileri sürülmektedir.

2.2.1.3. Nonparametrik Yüzde Regresyonu

Koşullu kümülatif yoğunluk fonksiyonu,

$$F(y|x) = \int_{-\infty}^y g(\eta|x)d\eta = \frac{\int_{-\infty}^y f(\eta, x)d\eta}{f_x(x)} \quad (2.2.4)$$

Yüzde fonksiyonu,

$$q_\alpha = \inf \{y \in R | F(y|x) \geq \alpha\} \quad (2.2.5)$$

iken parametrik olmayan yoğunluk tahmini, Y'ye ait nonparametrik kernel yoğunluk tahmin edicisini ifade edecektir. Dolayısıyla,

$$f(y) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{Y_i - y}{h}\right) \quad (2.2.6)$$

olacaktır.

Ampirik yüzde fonksiyonu ise,

$$q_\alpha = \inf \{y \in R | \tilde{F}(y|x) \geq \alpha\} \quad , \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2.2.7)$$

olarak verilmiştir.

2.2.1.4. ARCH Ailesi Modelleri

(n+1) zamanındaki koşullu varyans,

$$E(\hat{e}_{n+1}^2 | X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_n^2 + \alpha_2 \hat{e}_{n-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{e}_{n+1-q}^2 \quad (2.2.8)$$

olmak üzere, değişken varyanslı otoregresif model (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) aşağıdaki gibi olacaktır. (Akdi, Yılmaz (2012))

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{e}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{e}_{t-q}^2 + v_t \quad , \quad v_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (2.2.9)$$

Başka bir ifade ile ARCH (q) modeli,

$$e_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2} \quad (2.2.10)$$

olarak gösterilir.²⁵

²⁵ ARCH modellerine ilave olarak GARCH, EGARCH, NARCH, AARCH, TARCH, LSTGARCH modelleri de mevcut olup, işlevleri ve tezin konusu dikkate alındığında bu çalışmada inceleme dışı tutulması daha isabetli olacaktır.

2.2.1.5. Stokastik Volatilite Modeli

$$y_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0,1) \quad (2.2.11)$$

$$\mu_t = c + \sum_{i=1}^k b_i x_{i,t} \quad (2.2.12)$$

μ_t , ortalamayı, c ise sabit terimi göstermektedir.

2.3. Doğrusal Olmayan Zaman Serileri

Doğrusal olmayan zaman serileri ile ilgili olarak bazı başlıklar üzerinde çalışılmıştır. Bu konu ile ilgili düzenlenen matematiksel modellere aşağıda değinilmiştir.

2.3.1. Doğrusal Olmayan Otoregresif Modeller (NLAR)

Fonksiyonel ilişki formu,

$$X_{t+s} = f(X_t, X_{t-d}, \dots, X_{t-(m-1)d}; \theta) + \varepsilon_{t+s} \quad (2.3.1)$$

şeklindedir. Burada, white noise hata terimi, f , R^m den R 'ye fonksiyon formunu ifade etmektedir. Yine m, gömülü boyutu, d, zamana bağlı gecikmeyi, s ise öntahmin adımlarını ifade etmektedir. Böyle bir fonksiyonel ilişkiyi ifade eden modellere m. dereceden doğrusal olmayan otoregresif modeller denir.

2.3.2. Volterra Açılım Modelleri

Taylor serilerine benzeyen doğrusal olmayan modellerden biridir. Taylor serilerinden farkı modelin geçmiş dönem değerlerini büyük volatil hareketlerde dahi ihtiva ederek bir hafıza etkisi oluşturmasıdır. Taylor serileri belirli bir zamanda oluşturulan girdi değerlerine karşı elde edilen doğrusal olmayan sistem çıktısını ifade etmekle birlikte, Volterra serileri tüm zamanlarda oluşan girdi değerlerine mukabil elde edilen nonlinear sistem çıktısını ifade etmektedir. Volterra açılımı Wiener (1958) tarafından ortaya atıldıktan sonra Brillinger (1970) tarafından genişletilerek ele alınmıştır. İlgili model aşağıda ifade edilmiştir.

$$Y_t = \mu + \sum_{u=-\infty}^{\infty} a_u \varepsilon_{t-u} + \sum_{u,v=-\infty}^{\infty} a_{uv} \varepsilon_{t-u} \varepsilon_{t-v} + \sum_{u,v,w=-\infty}^{\infty} a_{uvw} \varepsilon_{t-u} \varepsilon_{t-v} \varepsilon_{t-w} + \dots, \quad (2.3.2)$$

Burada μ ortalama, ε_t , $-\infty < t < \infty$ şartı ile sert durağan süreci belirtmektedir. (Keenan, 1985)

Volterra açılımında model parametrelerinin tahminleri ise aşağıdaki gibidir. $\mu = h'(0)$

$$a_u = \left(\frac{\partial h'}{\partial \varepsilon_{t-u}} \right)_0, \quad a_{uv} = \left(\frac{\partial^2 h'}{\partial \varepsilon_{t-u} \partial \varepsilon_{t-v}} \right)_0 \quad \text{ve} \quad a_{uvw} = \left(\frac{\partial^3 h'}{\partial \varepsilon_{t-u} \partial \varepsilon_{t-v} \partial \varepsilon_{t-w}} \right)_0 \quad (2.3.3)$$

Söz konusu modellemede dezavantaj olarak ifade edilecek durum terim sayısının fazla olmasıdır.

2.3.3. Bilinear Modeller (BL(p,qP,Q))

Son yıllarda ekonomi, biyoloji, sinyal prosesi v.s. gibi birçok uygulamada kayda değer nispette dikkat çeken bilinear modeller (çift doğrusal modeller) Ruberti, Isidori ve D'Alessandro (1972) tarafından ortaya atılmıştır. Ayrıca yine Granger, Anderson (1978) da bu modeller ile ilgili çalışmalar yapmıştır.

$(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ kesikli zaman değişkenini ifade etmek üzere,

$$X_t = \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q c_j e_{t-j} + \sum_{k=1}^P \sum_{l=1}^Q b_{kl} X_{t-k} e_{t-l} + e_t \quad (2.3.4)$$

şeklinde modellenmiştir. $(a_i, 1 \leq i \leq p)$, $(c_j, 1 \leq j \leq q)$, $(b_{kl}, 1 \leq k \leq P, 1 \leq l \leq Q)$ ve e_t , sonlu varyans (σ^2) ve sıfır ortalamalı, benzer ve bağımsız bir şekilde dağılmış Gaussian prosesin dizisini ifade etmektedir. Literatürde eşitlik (2.3.4) BL(p,q,P,Q) modeli olarak gösterilmektedir.

Pham ve Tran (1981) ile Subba, R. T. ve Gabr, M. M., (1984) modelleme sürecinde parametre tahminleri ile ilgili çalışmalar yapmışlardır. Ayrıca Khadija, Mostafa, Youssef (1984) ise isteğe bağlı olarak derecesi belirlenmiş pür diagonal bilinear modellerin tahmini ile ilgilenmiş ve en yüksek olabilirlik yöntemi ile tahmin algoritması geliştirmişlerdir.

2.3.4. Genelleştirilmiş Otoregresif Modeller (GAR)

Doğrusal otoregresif modellerin genişletilmiş formülünü içeren söz konusu modeller aşağıdaki biçimde ifade edilir.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^s \beta_{ijkl} Y_{t-i}^k Y_{t-j}^l + u_t \quad (2.3.5)$$

Mitnik (1990) tarafından literatüre kazandırılmıştır.

2.3.5. Üstel Otoregresif Modeller (EAR)

Literatüre ilk defa Haggan ve Ozaki (1981) tarafından giren bu model tanımı zaman serileri analizinin farklı bir boyutu olan sinyal süreçlerine de önemli katkı sağlamıştır. Üstel otoregresif modeller sıçrama fenomenleri veya yapısal kırılmalı modeller bağlamında olmak üzere doğrusal modellerin modellemeyi başaramadığı tesadüfi titreşimlerin kesin kanıtlarını sergilerler.

p . mertebeden üstel otoregresif model aşağıdaki gibi modellenebilir.

$$Y_t = \sum_{k=1}^p (Q_k + \pi_k \cdot e^{-\gamma x_{t-1}^2}) \cdot Y_{t-k} + u_t \quad (2.3.6)$$

Y_t , ilgili zaman serisi değişkenini Q , π ve γ otoregresif parametreleri, u_t , sıfır ortalamalı Gaussian white noise hata terimini, p , üstel otoregresif modelin derecesini ifade etmektedir. Söz konusu modelde γ parametresinin sıfıra eşit olması halinde model alışılmış doğrusal AR modeli formatına geri dönecektir. Bu durum aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$Y_t = \sum_{k=1}^p b_k \cdot Y_{t-k} + u_t \quad , \quad (b_p = Q_p + \pi_p) \quad (2.3.7)$$

2.4. TAR Grubu Modelleri

Doğrusal olmayan zaman serileri modellemesinde daha pratik olması bakımından önem taşıyan TAR (Threshold Autoregressive) model ailesi akademik literatürde popülaritesini korumaktadır. TAR modellemesinin temel mantığı, her biri farklı mertebeden otoregresif çözümlenmeye müsaade eden farklı rejimlere müsaade edilmesidir. Literatürde TAR modellemesini ilk olarak Tong (1978) ele almıştır. Daha sonra paralel

çalışmalar Tong ve Lim (1980) tarafından gerçekleştirilmiştir. Yine Tong (1978), popüler bir kullanım alanı bulunan SETAR (Self Excited Autoregressive Models) modellemesini literatüre kazandırmış, bu sayede doğrusal olmayan birçok çözümlmeye ışık tutmuştur. SETAR modellemesi örneğin, daha önce varlık piyasası fiyatları ile ilgili veriler üzerinde çalışma yapan Tong ve Yeung (1991) tarafından²⁶; Malezya, Singapur ve Tayland para birimlerini kullanarak döviz kuru getirisi üzerine bir çalışma yapan Tahir İsmail ve Zaidi (2006) tarafından; döviz kurları ile ilgili olarak Krager ve Kugler (1993) tarafından; reel kurlar üzerine Chappell, Mistry, Padmore, Ellis (1996) tarafından; 1965-2000 periyodunda Canada GDP üzerine bir çalışma Feng ve Liu (2002) tarafından; döviz kurları, GNP ve diğer değişkenler arasında tahmin performansına dayalı bir çalışma P. Clements ve Smith (1997) tarafından yapılmıştır. Chan ve Tsay (1998), Potter (1995), Tong (1990), Tiao ve Tsay (1994), Hansen (1997)'in de bu grup modellerle ilgili çalışmaları bulunmaktadır.

TAR modellerinde belirleme, tahmin ve yorumlama diğer doğrusal olmayan modellere göre daha basittir. Ancak bu model grubu ile ilgili olarak örneklem özellikleri ve test istatistiği alanında literatür pek de geniş değildir. (Hansen (1997)).

k rejimli bir TAR modelini aşağıdaki gibi göstermek mümkündür;

$$Y_t = \beta_0^{(i)} + \beta_1^{(i)}Y_{t-1} + \dots + \beta_{p_i}^{(i)}Y_{t-p} + \varepsilon_{it} \quad , \quad \tau_{i-1} < x_{t-d} < \tau_i \quad , \quad i=1, \dots, k \quad (2.4.1)$$

Burada d ve p_i , pozitif tamsayıyı, (d , burada gecikme parametresini ifade etmektedir.) k , modeldeki rejim sayısını; x_{t-d} , eşik değişkeni, τ ise reel bir sayıyı ifade etmektedir. ($-\infty < \tau < +\infty$) Model, x_{t-d} değişkenine ait gözlem değerlerinin eşik değere göre pozisyonuna binaen belirlenebilmektedir.

İki rejimli bir TAR modeli ise;

$$Y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}Y_{t-p})I(q_{t-1} \leq \gamma) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}Y_{t-p})I(q_{t-1} > \gamma) + e_t \quad (2.4.2)$$

olarak ifade edilebilmektedir. (Bildirici, Alp, Ersin ve Bozoklu, 2010). Burada, q_{t-1} ifadesi, eşik değişkeni (threshold variable) olarak ifade edilmektedir. $I(\cdot)$, gösterge fonksiyonunu, $q_{t-1} = q(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p})$, fonksiyonel yapıyı, γ ise eşik değerini (yada eşik parametresini) göstermektedir. e_t , martingale fark dizisidir. Ayrıca, $e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ olduğu kabul edilmiştir.

²⁶ Aynı yazarların yine 1991 yılında Applied Statistics dergisinde yayınlanan makalesinde SETAR tipi nonlinearity testlerine yer verilmiştir. (Tong ve Yeung (1991)).

Tsay (1989) modelin tahmini konusunda aşağıdaki gibi bir işlem akışı ifade etmiştir.

- 1- AR sürecinin derecesinin (p) belirlenmesi
- 2- d gecikme parametresinin seçilmesi
- 3- Elde edilen p ve d değerleri doğrultusunda eşik değerin belirlenmesi ile her bir rejim için AR sürecine ait mertebenin belirlenmesi

x_{t-d} eşik değişkeninin farklı biçimlerine göre TAR grubu modelleri de farklılık arz etmektedir. Bu anlamda bir sonraki başlıkta SETAR modellemesi incelenecektir.

2.4.1. Kendinden Uyarımlı Eşik Otoregresif Modeller (SETAR)

Eşik otoregresif modeller sahasında orijin çalışmalar çok fazla olmamakla birlikte birkaç önemli çalışma dikkat çekmektedir. Tong (1983), Tsay (1992) ve Hansen (1997) çalışmalarında SETAR modelleri ve parametre tahminleri ile ilgili aşağıda açıklayacağımız prosedürü ifade etmişlerdir.

2.4.1.1. Hansen' in Yaklaşımı

Modelin Yapısı

TAR modellemesindeki eşik değişkenin ilgili zaman serisinin kendine ait geciktirilmiş değeri olarak belirlenmesi halinde geçerli olan modellerdir.

Basit bir gösterim ile iki rejimli bir SETAR modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$Y_t = \begin{cases} \beta^{(1)}Y_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)} & Y_{t-1} < \gamma \\ \beta^{(2)}Y_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)} & Y_{t-1} \geq \gamma \end{cases} \quad (2.4.3)$$

Veya Hansen (1997)'in çalışmasındaki gösteriliş biçiminden yola çıkarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$Y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p})I(Y_{t-d} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_p Y_{t-p})I(Y_{t-d} > \gamma) + e_t \quad (2.4.4)$$

Burada yine p , otoregresif mertebesi; γ ise eşik parametresi veya eşik değeri olarak ifade edilmiştir. Eşik değişken ise Y_{t-d} ile ifade edilmiştir. (d , tamsayıdır)²⁷

Daha farklı bir biçimde gösterilecek olursak;

²⁷ Buradaki gecikmenin kaçınıcı mertebeden olacağı problemi ilerleyen kısımlarda çözüme kavuşturulacaktır.

$$Y_t = X_t(\gamma)' \omega + e_t \quad (2.4.5)$$

modeli dikkate alınabilir. Burada söz konusu model terimlerine ayrılarak tasvir edilirse ω parametresi,

$$\omega = (\alpha' \beta')' \quad , \quad (\alpha = (\alpha_0 \alpha_1 \dots \alpha_p)' \text{ ve } \beta = (\beta_0 \beta_1 \dots \beta_p)') \quad (2.4.6)$$

olacaktır. $X_t(\gamma)$ ifadesi ise,

$$X_t(\gamma) = (X_t' I(Y_{t-d} \leq \gamma) X_t' I(Y_{t-d} > \gamma))' \quad (2.4.7)$$

olarak ifade edilecektir.²⁸

Sonuç olarak yine Hansen (1997) de ifade edildiği üzere söz konusu model,

$$Y_t = x_t' \alpha I(Y_{t-d} \leq \gamma) + x_t' \beta I(Y_{t-d} > \gamma) + e_t \quad (2.4.8)$$

biçiminde gösterilecektir.

(2.4.5) eşitliği dikkate alındığında, model parametrelerde nonlinear olduğu için ω parametresinin tahmini için yöntem ardışık (sıralı) en küçük kareler yöntemidir. (Hansen, 1997)²⁹

Parametrelerin Tahmini

Hansen (1997) tarafından ω parametresinin tahmini ve kalıntılar için aşağıdaki formüller verilmiştir.

$$\hat{\omega} = \left(\sum_{t=1}^n X_t(\gamma) X_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_t(\gamma) Y_t \right) \quad (2.4.9)$$

$$\hat{e}_t(\gamma) = Y_t - X_t(\gamma)' \hat{\omega}(\gamma) \quad (2.4.10)$$

Sıralı en küçük kareler yönteminde konu olan kalıntı varyansı ise;

$$\sigma_n^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t(\gamma)^2 \quad (2.4.11)$$

Eşik parametresinin sıralı en küçük kareler tahmininde (2.4.11) eşitliğinin minimizasyonu esastır. Bu husus yine Hansen (1997)'de ;

$$\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}] \quad \text{iken} \quad , \quad \hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} \hat{\sigma}_n^2(\gamma) \quad (2.4.12)$$

biçiminde ifade edilmiştir.

²⁸ $x_t = (1 \quad Y_{t-1} \cdots Y_{t-p})'$

²⁹ Hansen, ω parametresinin maximum likelihood tahmininin $e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ koşulu altında en küçük kareler tahminine eşit olacağını da ayrıca ifade etmiştir.

(2.4.12) eşitliğindeki arayış eşik parametresinin seçilmesi bakımından önemlidir. Zaman serisi içinde muhtemel eşik parametrelerinin fazla sayıda olması, elde edilecek hata varyansını çeşitlendirmektedir. Bu nedenle kalıntı varyansını eşitlik (2.4.12)'de gösterildiği gibi minimize edecek eşik parametresinin (γ) seçilmesi isabetli olacaktır. İşte burada süreç hata varyansını minimize edecek eşik değişken Y_{t-d} 'nin ve eşik parametresinin (γ) seçilmesi anlamında algoritmik sistem takip edecektir.³⁰

2.4.1.2. Tong' un Yaklaşımı

Modelin Yapısı

$$Y_t = \begin{cases} \beta_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_1^{(1)} Y_{t-1} + e_t^{(1)} & Y_{t-d} \geq \gamma \\ \beta_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_1^{(2)} Y_{t-1} + e_t^{(2)} & Y_{t-d} < \gamma \end{cases} \quad (2.4.13)$$

Tong (1983), yukarıdaki modeli esas almış ve aşağıda izah edilen 3 adımı önermiştir.

Parametrelerin Tahmini

Birinci adım olarak d ve γ değerlerinin bilindiğini varsayılmaktadır. Bu varsayımdan hareketle gözlem değerleri küçük alt gruplara ayrılır ve her bir alt grup için AIC bilgi kriteri ilgili p_i ($i = 1, \dots, k$) mertebesinde hesaplanır.³¹ Bu durum,

$$AIC(\hat{p}_i) = \min[AIC(k_i)] \quad , \quad i = 1, 2 \quad (2.4.14)$$

ile gösterilmiştir. Bu durumda öncelikle her bir rejime ait p_i değeri ($\min[AIC(k_i)]$ kullanılarak) sabit d ve γ değerlerine mukabil elde edilmiş olur.

İkinci adımda, d değeri yine sabit tutulurken (belli bir değere tekabül ettiği yani bilindiği varsayılırken) bu defa AIC bilgi kriteri değerini minimize edecek eşik

³⁰ Y_{t-d} değişkeni dikkate alındığında gecikme uzunluğunun seçilmesi önem kazanmaktadır. Hansen (1997) çalışmasında d gecikme uzunluğunun bilinmeyebileceğini, bu nedenle d sayısal değerinin biliniyormuş gibi iterasyonların takip edileceğini ifade etmiştir.

³¹ Tong, rejimlerdeki maksimum mertebeyi $L = n^\alpha$ ($\alpha < (1/2)$) olarak önermiş olsa da bu değer seçimi ihtiyaridir.

parametreleri denenmektedir. Yani $AIC(d, \hat{\gamma})$ değerini minimum yapan γ değeri diğer eşik parametreleri içinden seçilir. Bu durum Tong (1983)'de aşağıdaki gibi gösterilmiştir.

$$AIC(d_0, \hat{\gamma}) = \min[AIC(d_0, \gamma)] \quad (2.4.15)$$

İlk iki adımda p_i ve γ değeri belirlenmiştir artık. Kalan üçüncü adımda ise, d değeri belirlenecektir. $NAIC(d)$ değerini minimize eden d değeri, k tane d seçeneğinden bulunabilecektir.³²

Bilgi kriteri kullanılarak değerlendirilen 3 adımdan sonra bahsi geçen parametrelere binaen model tahmin edilmiş olacaktır.

2.4.1.3. Tsay' in Yaklaşımı

Tsay (1989), çalışmasında SETAR modellemesine sıralı regresyon ve lokal tahminini farklı bir yöntem olarak sunmuştur.

Tsay, söz konusu tahmin prosedürünü hem 1989 yılında kendi çalışmasında hem de 1992 yılında Cao, C.Q ile birlikte yaptıkları varlık volatilitesine ilişkin çalışmada açıklamıştır. Tsay (1989)'in çalışmasında modelleme aşamaları aşağıdaki gibi sunulmuştur;

1- AR mertebesinin (p) belirlenmesi (Burada, kullanılabilir iki yöntemden bahsedilmiştir. Birincisi AIC bilgi kriterinin kullanılması, ikincisi ise PACF 'den faydalanılmasıdır.)³³

2- Veri olan p ve muhtemel d değerlerine karşılık eşik doğrusallık testinin uygulanması. (Threshold nonlinearity test) (Sürecin doğrusal olmadığına karar verilirse ilgili p değerine mukabil en yüksek F testi değerini veren gecikme değeri eşik değeri için seçilmiş olur. Esasen burada teklif edilen doğrusallık testi Tsay(1989)'da ifade edildiği üzere birkaç doğrusallık sınavının bir kombini olarak ifade edilmiştir.

³² Burada, değişken d değeri farklı rejimlerde ele alınan gözlem sayısını (n) da etkileyeceği için alınmış AIC yerine $NAIC$ değeri kullanılacaktır. $NAIC$, burada, $NAIC(d) = \frac{AIC(d)}{n - n_d}$ olarak gösterilmiştir.

³³ Tsay, sürecin doğrusal olmayan bir dinamizm içermesi sebebiyle için otoregresif mertebenin belirlenmesinde AIC bilgi kriteri yerine kısmi otokorelasyon katsayısı fonksiyonunu ($PACF$) önermiştir.

Bahsedilen doğrusallık testleri, Petrucelli and Davies (1986), Keenan (1985), Tsay (1986)'e ait doğrusallık sınamalarıdır.)^{34,35}

3- Dağılım grafiklerini kullanarak eşik değerlerin (threshold values) belirlenmesi. (Burada amaç, bazı istatistiki parametrelerin eşik değışkene mukabil dağılım grafiklerinden görsel olarak faydalanarak eşik parametresinin yerinin tespitidir. Burada bahis konusu olan istatistiki parametreler şunlardır:

- **Kalıntı tahminleri**
- **Standartlaştırılmış kalıntı tahminleri**
- **Otoregresif katsayıların ardışık tahminlerinin t değerleri**

Uygulamada en fazla otoregresif (AR) katsayıların ardışık tahminlerinin (recursive estimations) t değerleri dağılım grafiklerinde inceleme konusu olmaktadır. Söz konusu anlamlı t değerleri, yinelemeli (ardışık) regresyonlar kuruldukça belli bir değere doğru yakınsar. Bilinmeyen eşik parametreye rastlanıldığı zaman ise parametre tahminleri ve dolayısı ile t değerleri sapmaya başlar. Kalıntı tahminlerine ait dağılım grafiklerini inceleme konusu ettiğimizde ise içsel değışkenler ile kalıntı tahminleri arasındaki bağımlılık ilişkisini grafikten incelemek gerekmektedir. Bağımlı değışkenlerle kalıntı tahminleri arasındaki grafiksel dikeysellik kaybolunca model başkalaşmaya başlamıştır. Bu durum da değışimin yaşandığı lokasyonda rejimi değıştirir. Rejimin değıştiği gözlem değeri nihayet eşik parametre olarak seçilebilecektir.)³⁶

4- Her bir rejime ait otoregresif mertebenin doğrusal otoregresyon teknikleri ile belirlenmesi.

³⁴ Tsay, gecikme parametresinin seçimini $\hat{F}(p, d_p) = \max[\hat{F}(p, v)]$, ($v \in S$) ile ifade etmiştir. Burada $S = 1, 2, \dots, p$ olarak ifade edilir. F testine konu olan formül ise,
$$\hat{F}(p, d) = \frac{[\sum \hat{e}_t^2 - \sum \hat{\varepsilon}_t^2] / (p+1)}{\sum \hat{\varepsilon}_t^2 / (n-d-b-p-h)}$$
 biçimindedir.

³⁵ Tsay(1989)'da en küçük karelere konu olan kalıntı formülü, $\hat{e}_{\pi_i+d} = \phi_0 + \sum_{v=1}^p \phi_v Y_{\pi_i+d-v} + \varepsilon_{\pi_i+d}$ biçiminde ifade edilmiştir.

³⁶ Ardışık regresyonlara (ki bu durumda recursive least squares yöntemi tahmin için kullanılmaktadır) konu olan başlangıç gözlem değerinin, $b = (n/10) + p$ olması Tsay(1989)'de ifade edilmiştir.

3. BULGULAR

3.1. Döviz Kurları Üzerine Uygulama

Çalışmamızda sayıca fazla olan döviz kuru paritelerinden majör pariteler olarak ifade edilen pariteler ile spot döviz kuru piyasasında en fazla işlem yapılan EUR/USD paritesi ve TL'ye konvertibl USD/TRY, EUR/TRY pariteleri esas alınacaktır. Söz konusu pariteler betimsel istatistikler için H1 (bir saatlik), D1 (1 günlük), W1 (1 haftalık), MN (1 aylık) olmak üzere 4 periyodik zaman aralıkları esas alınarak; doğrusallık testleri için ise D1 (1 günlük), W1 (1 haftalık), MN (1 aylık) olarak incelenecektir. Bahsedilen pariteler ilgili zaman aralıkları itibariyle başlangıç tarihleri ve bitiş tarihleri de verilerek aşağıda ifade edilmiştir.

Tablo 1. Pariteler ve Paritelere Ait Gözlem Sayıları (n)

	Pariteler		Periyot	Başlangıç tarihi	Bitiş tarihi	Gözlem sayısı (n)
Major pariteler	AUD/JPY	<i>Australian Dollar-Japanese Yen</i>	H1	31.5.2004 06:00	25.2.2015 19:00	65000
			H4	17.5.1993 00:00	25.2.2015 16:00	26165
			D1	17.5.1993 00:00	25.2.2015 00:00	5539
			W1	16.5.1993 00:00	15.2.2015 00:00	1116
			MN	1.5.1993 00:00	1.2.2015 00:00	261
	AUD/USD	<i>Australian Dolar-USD Dollar</i>	H1	18.8.2004 14:00	20.2.2015 23:00	64999
			H4	27.4.1993 00:00	25.2.2015 16:00	26544
			D1	27.4.1993 00:00	20.2.2015 00:00	5608
			W1	25.4.1993 00:00	15.2.2015 00:00	1128
	EUR/GBP	<i>Euro-Great Britain Pound</i>	H1	12.8.2004 04:00	25.2.2015 19:00	65000
			H4	3.5.1993 00:00	25.2.2015 16:00	26531
			D1	3.5.1993 00:00	25.2.2015 00:00	5605
			W1	2.5.1993 00:00	15.2.2015 00:00	1128
	EUR/JPY	<i>Euro-Japanese Yen</i>	H1	18.8.2004 18:00	25.2.2015 20:00	65000
			H4	27.4.1993 00:00	25.2.2015 20:00	25750
			D1	27.4.1993 00:00	20.2.2015 00:00	5480
			W1	25.4.1993 00:00	15.2.2015 00:00	1110
	GBP/JPY	<i>Great Britain Pound-Japanese Yen</i>	H1	18.8.2004 14:00	25.2.2015 20:00	65000
			H4	19.4.1993 00:00	25.2.2015 16:00	26547
			D1	19.4.1993 00:00	25.2.2015 00:00	5611
			W1	18.4.1993 00:00	22.2.2015 00:00	1131
	GBP/USD	<i>Great Britain Pound-USD Dollar</i>	H1	20.8.2004 08:00	2015.02.20:00	65018
			H4	12.5.1993 00:00	25.2.2015 20:00	26561
			D1	12.5.1993 00:00	25.2.2015 00:00	5603
			W1	9.5.1993 00:00	22.2.2015 00:00	1128
	USD/CAD	<i>USD Dolar-Canadian Dollar</i>	H1	18.8.2004 15:00	26.2.2015 15:00	65086
			H4	28.4.1993 00:00	26.2.2015 12:00	26573
			D1	28.4.1993 00:00	26.2.2015 00:00	5614
W1			25.4.1993 00:00	22.2.2015 00:00	1130	
EUR/USD	<i>Euro- US Dollar</i>	H1	17.4.2013 02:00	26.2.2015 15:00	11563	
		H4	16.7.2012 00:00	26.2.2015 12:00	4068	
		D1	31.12.1999 00:00	26.2.2015 00:00	3944	
		W1	26.12.1999 00:00	22.2.2015 00:00	792	
		MN	1.12.1999 00:00	1.2.2015 00:00	183	
Diğer	EUR/TRY	<i>Euro-Turkish Lira</i>	H1	31.5.2010 23:00	26.2.2015 15:00	23769
			H4	31.5.2010 20:00	26.2.2015 12:00	6239
			D1	31.5.2010 00:00	26.2.2015 00:00	1171
			W1	30.5.2010 00:00	22.2.2015 00:00	247
			MN	1.5.2010 00:00	1.2.2015 00:00	58
	USD/TRY	<i>US Dollar-Turkish Lira</i>	H1	31.5.2010 23:00	25.2.2015 20:00	24927
			H4	31.5.2010 20:00	26.2.2015 12:00	6512
			D1	31.5.2010 00:00	26.2.2015 00:00	1202
			W1	30.5.2010 00:00	22.2.2015 00:00	248
			MN	1.5.2010 00:00	1.2.2015 00:00	58

Yukarıda verilen döviz kuru kategorileri ışığında, belirtilen zaman dilimlerinde ilgili **gözlem değerleri** Integral Trader Version: 4.00 Build 765 (12 Dec 2014) (Copyright 2001-2014, MetaQuotes Software Corp.) platformundan elde edilmiştir.

Bu çalışmada bahsedilen gözlem değerlerine doğrusal zaman serilerine ait betimsel istatistikler, modellemeler ve diagnostic yöntemler de ayrıca uygulanacaktır. Tablo 1. deki verilere uygulanan betimsel istatistikler EK-1’de verilmiştir.

İnceleme konusu veri setlerine SETAR tipi modelleme yapmadan önce doğrusal olup olmadıklarının sınanması önem arz etmektedir. Bu amaçla öncelikle doğrusallık testlerine değinilecek ardından SETAR modellemeleri parametre tahminleri ile birlikte verilecektir.

3.2. Doğrusallık Testleri

Doğrusal olmayan zaman serileri için doğrusallık testleri çeşitli olmakla beraber araştırma yapılan yöntem paralelinde değişkenlik arz etmektedir. Bu çalışmada en popüler ve nitelikli doğrusallık testlerinden bahsedilecek ve nihayet eşik doğrusallık hipotezlerini test eden Likelihood Ratio doğrusallık testi özellikle dikkate alınacaktır.

3.2.1. Keenan's One-Degree Test For Nonlinearity

İkinci merteye Volterra açılımına karşı doğrusallık testini ifade etmektedir. Bu anlamda Keenan testi kuadratik doğrusal olmama hipotezini sınamakta eşik doğrusal olmama hakkında bilgi vermemektedir. (Keenan, 1985) Bu durum,

$$Y_t = \mu + \sum_{u=-\infty}^{\infty} a_u \varepsilon_{t-u} + \sum_{u,v=-\infty}^{\infty} a_{uv} \varepsilon_{t-u} \varepsilon_{t-v} \quad (3.1)$$

modelinde F testine atıf yapmakta, modelin 3. teriminin sıfır olması durumunda ise doğrusallık hakkında delil sunmaktadır. Bu durumda sıfır hipotezi eşitlik (3.1)'deki 3. terimin sıfıra eşit olduğu durumu ifade edecektir.

Keenan (1985)'in testinde, öncelikle Y_t ile $(1, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$ arasında p . mertebeden bir regresyon oluşturulmakta ve buradan $\hat{\varepsilon}_t$ kalıntıları elde edilmektedir. Ardından Y_t^2 ile $(1, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$ arasında regresyon kurulup bu modelden elde edilen $\hat{\zeta}_t$ kalıntıları ile,

$$\hat{\eta}_t = \frac{\sum_{t=p+1}^n \hat{\varepsilon}_t \hat{\zeta}_t}{\sum_{t=p+1}^n \hat{\zeta}_t^2} \quad (3.2)$$

oluşturulduktan sonra F test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilecektir.

$$F = \frac{(n-2p-2)\hat{\eta}^2}{(HKT - \hat{\eta}^2)} \quad (3.3)$$

burada HKT, ilk modelde ifade edilen hata kareler toplamını temsil etmektedir.

$$F \sim F_{1, n-2p-2}$$

3.2.2. Tsay's Test For Nonlinearity

Tsay'in (Tsay, 1986) doğrusallık testi sıralı otoregresyona ve bozucu terim tahmincilerine dayanmakta, öncelikle AR mertebesi olan p ve ilgili d değerleri mukabilinde b . gözlem değerinden başlamak üzere sıralı ardışık otoregresyonlar kurulmakta daha sonra \hat{e}_t değerleri ile $(1, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$ arasında model oluşturulmaktadır.³⁷ Ardından \hat{e}_t ile oluşturulmuş olan modelin artıkları $\hat{\varepsilon}_t$ arasında,

$$\hat{F}(p, d) = \frac{[\sum \hat{e}_t^2 - \sum \hat{\varepsilon}_t^2] / (p+1)}{\sum \hat{\varepsilon}_t^2 / (n-d-b-p-h)} \quad (3.4)$$

testi elde edilmiştir. Burada, $h = \max(1, p+1-d)$ olarak ifade edilmiştir.

Tsay'in F testinde ilgili zaman serisinin $AR(p)$ olduğu yönündeki sıfır hipotezi test edilmektedir.

3.2.3. Likelihood Ratio Test for Threshold Nonlinearity

Yukarıda Keenan'ın ve Tsay'in kuadratik doğrusal olmama testleri eşik doğrusal olmama hipotezini ele almakta yetersiz kalmaktadırlar. Bundan dolayı Chan ve Tong (1986),

- “Model bir otoregresif süreçtir. Yani $AR(p)$ ‘dir’ biçimindeki sıfır hipotezi ile,

- “Model sabit varyanslı ve p .mertebeden iki rejimli TAR modelidir” biçimindeki karşıt hipotezi test edecek farklı bir yaklaşım geliştirmişlerdir. Chan ve Tong (1986), çalışmalarında nümerik yaklaşımı odaklayan olabilirlik oranı üzerinde durmuşlardır.

³⁷ Burada b yine $b = (n/10) + p$ olarak ifade edilmektedir.

Bisaglia ve Gerolimeto (2014) ise çalışmalarında Monte Carlo deneyleri neticesinde veri üretme süreci (DGP) neticesinde aşağıdaki model kalıpları üzerinde doğrusallık testleri uygulamışlardır.

- a) WN
- b) $AR(1)$, $(\phi = -0.9, -0.5, 0.5, 0.9)$
- c) $MA(1)$, $(\theta = -0.9, -0.5, 0.5, 0.9)$
- d) $ARMA(1,1)$, $(\phi = 0.6, \theta = 0.3)$
- e) $ARFIMA(1,d,1)$, $(d = 0.1, 0.3, 0.45)$
- f) $ARCH(1)$, $(Y_t = \sigma_t a_t, \sigma_t^2 = 0.01 + \alpha Y_{t-1}^2, \alpha = 0.3, 0.6, 0.9)$
- g) $ARCH(2)$, $(Y_t = \sigma_t a_t, \sigma_t^2 = 0.01 + 0.8Y_{t-1}^2 + 0.025Y_{t-2}^2)$
- h) $GARCH(1)$, $(Y_t = \sigma_t a_t, \sigma_t^2 = 0.011 + 0.12Y_{t-1}^2 + 0.85\sigma_{t-1}^2)$
- i) $TAR(1,1)$, $Y_t = \begin{cases} -0.5Y_{t-1} + a_t & Y_{t-1} \leq 1 \\ 0.4Y_{t-1} + a_t & Y_{t-1} > 1 \end{cases}$

Bisaglia ve Gerolimeto (2014)'nin çalışmalarında uyguladıkları doğrusallık testleri ve elde ettikleri sonuçlar ilgili hacimlerde Tablo2-9'da verilmiştir.

Tablo 2. White Noise – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))

WN	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.8	5.0	4.5	5.5
Tsay, $p=4$	4.7	5.5	5.2	4.8
Keenan, $p=2$	4.5	6.1	4.2	5.6
Keenan, $p=4$	3.6	5.6	4.5	4.5
Terasvirta	5.6	4.4	3.8	5.4
White	5.5	5.1	3.5	6.0
BDS, $m=2$	13.9	6.9	5.5	6.3
BDS, $m=3$	14.0	8.0	6.6	6.5
McLeod-Li	4.4	5.1	5.2	4.7
EngleLM	2.7	4.0	3.9	4.6
TAR-LR	11.6	12.7	10.0	9.9

Tablo 3. AR(1) ve MA(1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))

AR(1)	$\phi=-0.9$				$\phi=-0.5$			
	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.5	4.8	4.3	5.3	4.1	5.1	5.3	4.8
Tsay, $p=4$	4.8	4.4	5.1	4.9	3.7	4.9	4.9	4.9
Keenan, $p=2$	5.2	5.1	3.8	4.9	5.2	5.7	4.9	4.6
Keenan, $p=4$	5.1	5.2	4.0	5.0	5.0	5.7	5.9	4.3
Terasvirta	4.8	5.3	4.2	5.6	5.8	5.4	5.2	4.7
White	5.5	5.3	3.8	5.5	6.1	5.4	4.9	5.0
BDS, $m=2$	12.0	6.9	7.0	5.4	13.4	8.0	5.8	5.6
BDS, $m=3$	13.3	6.5	6.7	5.7	14.6	7.3	6.0	5.6
McLeod-Li	4.7	5.2	4.5	5.8	4.5	5.3	3.9	5.2
EngleLM	3.1	4.4	4.0	4.5	3.2	3.7	4.0	5.4
TAR-LR	11.8	10.2	9.8	10.3	12.4	11.6	10.6	10.4
AR(1)	$\phi=0.9$				$\phi=0.5$			
	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.1	4.2	4.8	5.1	2.5	3.8	3.7	4.7
Tsay, $p=4$	4.1	4.8	5.4	5.0	3.8	3.3	4.2	4.3
Keenan, $p=2$	4.3	4.4	4.2	5.2	1.2	2.5	3.1	3.2
Keenan, $p=4$	4.6	4.7	4.2	5.4	1.1	2.7	3.2	3.2
Terasvirta	4.2	4.0	4.2	4.8	7.3	5.9	6.2	4.6
White	4.6	3.9	4.6	4.3	6.7	5.3	5.9	4.7
BDS, $m=2$	13.7	7.8	6.0	5.1	13.5	8.1	6.5	5.5
BDS, $m=3$	14.2	7.2	5.8	4.8	13.6	8.3	6.3	4.7
McLeod-Li	4.4	4.7	5.4	4.2	4.6	5.5	5.2	5.3
EngleLM	3.6	4.3	4.4	4.5	3.0	4.5	4.0	4.5
TAR-LR	13.5	10.9	10.4	9.5	12.1	10.9	10.9	10.3
MA(1)	$\theta=-0.9$				$\theta=-0.5$			
	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	3.4	4.1	3.8	3.2	4.6	4.9	3.9	4.4
Tsay, $p=4$	4.8	5.7	4.6	5.0	4.9	5.2	4.8	6.2
Keenan, $p=2$	1.5	2.0	1.5	1.4	3.4	3.4	3.5	3.7
Keenan, $p=4$	1.3	1.1	1.5	2.0	4.4	4.5	4.3	4.7
Terasvirta	8.0	7.0	6.1	5.9	5.9	6.4	5.3	6.3
White	7.2	7.2	6.9	5.7	6.3	6.6	6.0	5.8
BDS, $m=2$	13.8	7.0	6.2	5.0	13.6	7.7	6.6	5.5
BDS, $m=3$	14.2	7.1	6.4	4.9	14.7	8.6	6.6	5.7
McLeod-Li	4.3	4.6	4.8	4.7	5.0	4.9	5.7	5.3
EngleLM	3.4	5.3	4.7	5.1	3.1	4.1	4.6	5.3
TAR-LR	13.0	12.8	11.7	11.1	11.4	12.6	11.6	10.4
MA(1)	$\theta=0.9$				$\theta=0.5$			
	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.9	5.6	6.4	5.3	4.2	6.1	4.5	5.7
Tsay, $p=4$	4.7	4.4	5.6	3.6	4.9	5.2	5.3	6.5
Keenan, $p=2$	4.6	6.0	5.4	5.7	4.3	5.4	4.7	5.0
Keenan, $p=4$	4.6	4.9	5.8	5.2	5.1	5.4	4.9	4.0
Terasvirta	2.9	2.7	2.6	2.9	1.3	0.9	1.1	0.9
White	3.5	2.8	2.7	2.7	1.4	1.0	1.0	1.2
BDS, $m=2$	13.7	7.9	5.2	6.3	12.2	7.9	6.9	5.2
BDS, $m=3$	13.7	8.5	5.9	6.2	13.1	7.5	5.4	5.9
McLeod-Li	4.6	4.8	5.2	4.6	3.9	5.0	4.7	5.0
EngleLM	3.4	5.0	5.5	5.4	3.1	4.6	4.2	4.3
TAR-LR	13.3	10.5	8.5	8.9	13.0	10.8	9.2	9.6

Tablo 4. ARMA(1,1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))

ARMA(1,1)	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.0	5.3	5.3	5.7
Tsay, $p=4$	4.3	4.8	4.7	5.4
Keenan, $p=2$	3.5	5.4	5.7	6.3
Keenan, $p=4$	3.3	5.0	5.2	5.2
Terasvirta	1.9	1.4	1.8	1.7
White	1.8	1.5	2.1	2.2
BDS, $m=2$	13.6	8.2	6.1	5.4
BDS, $m=3$	12.5	8.1	6.7	5.3
McLeod-Li	4.7	5.1	5.7	5.1
EngleLM	3.3	4.1	4.4	4.3
TAR-LR	10.8	9.6	9.3	8.9

Tablo 5. ARCH(1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri)

ARCH(1) - $\alpha = 0.3$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	14.4	20.7	25.6	30.1
Tsay, $p=4$	12.8 20.5	26.3	30.5	
Keenan, $p=2$	11.5	14.0	17.0	19.3
Keenan, $p=4$	8.6	10.0	13.0	13.5
Terasvirta	19.3	27.2	29.9	35.4
White	15.5	21.2	21.8	23.8
BDS, $m=2$	52.6	85.5	99.0	100.0
BDS, $m=3$	49.9	81.0	98.0	100.0
McLeod-Li	24.9	64.6	93.9	99.9
EngleLM	29.0	70.8	96.1	99.4
ARCH(1) - $\alpha = 0.6$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	32.7	45.9	56.1	66.3
Tsay, $p=4$	35.5	53.7	66.8	77.6
Keenan, $p=2$	21.2	30.1	37.4	42.8
Keenan, $p=4$	18.0	26.4	32.3	38.0
Terasvirta	36.7	50.5	61.2	67.8
White	29.3	39.4	47.3	53.1
BDS, $m=2$	86.1	99.8	100	100
BDS, $m=3$	83.7	99.7	100	100
McLeod-Li	55.1	94.1	99.9	100
EngleLM	55.1	93.9	99.0	99.9
ARCH(1) - $\alpha = 0.9$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	48.1	66.1	77.2	87.8
Tsay, $p=4$	58.0	77.6	89.5	96.7
Keenan, $p=2$	30.3	43.2	55.0	63.2
Keenan, $p=4$	27.7	39.1	49.6	61.1
Terasvirta	51.9	68.8	76.1	85.8
White	41.4	56.1	65.9	73.8
BDS, $m=2$	96.9	100.0	100.0	100.0
BDS, $m=3$	96.2	100.0	100.0	100.0
McLeod-Li	69.1	95.9	99.8	100.0
EngleLM	66.4	93.0	98.1	99.9

Tablo 6. ARCH(2) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri)

ARCH(2)	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	45.8	64.4	74.8	84.1
Tsay, $p=4$	53.0	75.7	87.3	94.0
Keenan, $p=2$	29.9	41.1	48.6	58.3
Keenan, $p=4$	26.6	36.5	45.6	53.1
Terasvirta	51.0	63.5	72.4	81.6
White	41.3	50.8	59.4	67.9
BDS, $m=2$	95.0	100.0	100.0	100.0
BDS, $m=3$	94.2	100.0	100.0	100.0
McLeod-Li	66.1	96.2	99.9	100.0
EngleLM	69.0	98.0	99.1	100.0

Tablo 7. GARCH(1,1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri)

GARCH(1,1)	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	11.2	19.4	26.5	33.4
Tsay, $p=4$	16.1	34.0	45.4	58.4
Keenan, $p=2$	8.8	13.5	16.1	19.9
Keenan, $p=4$	7.8	13.2	15.0	20.4
Terasvirta	11.1	17.4	24.4	30.9
White	10.1	12.7	17.7	20.9
BDS, $m=2$	30.7	58.8	86.4	98.9
BDS, $m=3$	37.7	70.4	94.7	100
McLeod-Li	32.5	80.1	98.8	100
EngleLM	34.2	83.9	98.3	100

Tablo 8. TAR(1,1) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri)

TAR(1, 1)	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	77.0	99.6 100.0 100.0		
Tsay, $p=4$	50.0	96.3	100.0	100.0
Keenan, $p=2$	65.3	88.4	96.6	99.9
Keenan, $p=4$	37.7	66.5	80.1	91.7
Terasvirta	86.8	99.9	100.0	100.0
White	91.5	100.0	100.0	100.0
BDS, $m=2$	41.7	69.9	91.6	99.6
BDS, $m=3$	38.9	66.0	89.4	99.3
McLeod-Li	8.9	14.1	24.4	43.9
EngleLM	9.1	16.9	28.0	53.7
TAR-LR	90.3	99.9	100	100
TAR(1, 1) with constant	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	93.1	100	100	100
Tsay, $p=4$	73.1	99.5	100	100
Keenan, $p=2$	66.5	98.3	100	100
Keenan, $p=4$	12.2	31.1	59.6	89.3
Terasvirta	99.7	100	100	100
White	100	100	100	100
BDS, $m=2$	15.4	15.0	18.9	22.6
BDS, $m=3$	24.6	34.7	55.3	83.1
McLeod-Li	5.3	8.0	9.5	14.8
EngleLM	4.1	7.8	12.4	18.3
TAR-LR	100	100	100	100
TAR(1, 1) with WN	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	18.1	46.5	77.8	98.3
Tsay, $p=4$	10.1	26.3	55.5	91.9
Keenan, $p=2$	40.7	73.2	93.7	99.8
Keenan, $p=4$	76.0	99.6	100.0	100.0
Terasvirta	33.0	66.7	93.5	99.9
White	36.8	73.5	96.5	99.9
BDS, $m=2$	13.9	13.9	15.0	22.2
BDS, $m=3$	14.3	12.8	13.3	19.4
McLeod-Li	4.3	5.3	7.6	9.5
EngleLM	4.3	5.7	7.4	8.7
TAR-LR	36.4	75.7	98.1	100

Tablo 9. ARFIMA(0,d,0) – (Monte Carlo Simulasyonu Verilerine Uygulanan Testlerin Düzey Değerleri (Nominal Seviye 0,05))

ARFIMA(0,d,0), $d = 0.1$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.8	4.6	5.0	4.4
Tsay, $p=4$	4.3	4.1	4.7	4.0
Keenan, $p=2$	6.8	7.2	10.5	11.5
Keenan, $p=4$	5.3	5.8	9.1	9.4
Terasvirta	4.7	5.6	5.5	5.2
White	5.4	5.7	5.5	5.3
BDS, $m=2$	13.8	8.9	6.0	5.4
BDS, $m=3$	14.5	9.1	6.8	5.3
McLeod-Li	4.9	4.7	4.8	4.3
EngleLM	3.4	4.6	4.0	4.8
ARFIMA(0,d,0), $d = 0.3$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.3	6.5	6.0	7.0
Tsay, $p=4$	3.5	5.2	5.0	5.8
Keenan, $p=2$	8.1	12.2	26.1	40.7
Keenan, $p=4$	5.2	6.4	15.8	27.4
Terasvirta	5.7	7.1	8.0	9.0
White	5.5	5.1	3.5	6.0
BDS, $m=2$	13.8	8.0	7.0	5.5
BDS, $m=3$	13.6	7.6	6.6	5.4
McLeod-Li	4.4	4.8	4.6	4.0
EngleLM	3.2	4.8	4.9	4.5
ARFIMA(0,d,0), $d = 0.45$	$n = 100$	$n = 250$	$n = 500$	$n = 1000$
Tsay, $p=2$	4.5	5.8	7.2	10.1
Tsay, $p=4$	4.2	4.2	4.9	6.4
Keenan, $p=2$	26.7	27.3	35.3	46.0
Keenan, $p=4$	22.5	23.8	28.1	35.6
Terasvirta	8.7	11.5	13.0	18.5
White	9.9	12.5	14.8	20.3
BDS, $m=2$	14.9	8.8	6.7	5.4
BDS, $m=3$	14.8	7.8	7.0	5.4
McLeod-Li	4.8	4.5	5.3	5.9
EngleLM	3.6	3.8	4.8	5.1

Ele alınan veri setinin gözlem değerlerinin fazlalığı düşünüldüğünde eşik otoregresif süreçler ve bu süreçlerin modellenmesi ile ilgili olarak yapılması gereken iteratif matematiksel işlemlerin istatistiksel notasyonlar içeren bir paket program dahilinde yapılması kaçınılmazdır. Özellikle istatistik alanında literatür tarafından pek de azımsanmayacak bir hacimde kullanılması ve açık kaynak kodlu bir sistematığının olması bakımından “R” istatistik paket programı kullanılmıştır. Bu program sahasında veri ve grafik performansı açısından oldukça geniş imkânlar vermektedir. Bu çalışmada konu edinilen eşik otoregresif modeli R ile oluşturabilmek için zaman serileri temelinde ele alınan kodların veya komutların geliştirmesi gerektiği. Bu kodlar hem temel zaman serileri analizi komutlarını kapsamakta, hem de gelişen akademik literatür paralelinde daha güncel kalıpları da içermektedir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmında ele alınacak olan doğrusallık testleri, model hiperparametlerinin bulunması, betimsel istatistikler kısmı ile SETAR modellemesi sonuçları R Project 3.1.2 Version ile bulunmuştur.

3.3. Doğrusallık Testlerinin İlgili Paritelere Uygulanması Doğrusallık Testleri

Tablo 10. Keenan (1985), Tsay (1986) ve Likelihood Ratio doğrusallık testleri

Parite		Keenan's (1985) One-Degree Test For Nonlinearity		Tsay's (1986) Test For Nonlinearity		Likelihood Ratio Test for Threshold Nonlinearity	
		Test Statistics	P value	Test Statistics	P value	Test Statistics	P value
AUDJPY	D1	6.853	0.008*	5.026	0*	6.897	0.207
	W1	6.633	0.010*	9.044	0*	4.267	0.331
	MN	7.949	0.005*	0.647	0.585	432.920	0*
AUDUSD	D1	2.349	0.125	8.445	0*	12359.43	0*
	W1	2.865	0.090	3.821	0*	2453.578	0*
	MN	3.994	0.046*	0.916	0.518	542.224	3.726
EURGBP	D1	2.319	0.127	2.488	0*	28015.96	0*
	W1	2.900	0.088	5.538	0*	23.696	0.0007*
	MN	2.758	0.097	1.942	0*	29.365	0*
EURJPY	D1	4.880	0.027*	3.026	0*	10064.9	0*
	W1	5.470	0.019*	0.265	0.606	1979.257	0*
	MN	5.291	0.022*	0.204	0.651	3.343	0.318
GBPJPY	D1	3.036	0.081	4.312	0*	13013.36	0*
	W1	3.959	0.046*	2.119	0*	2613.84	0*
	MN	8.878	0.003*	1.045	0.404	5.038	0.331
GBPUSD	D1	4.221	0.039*	2.272	0.131	10.006	0.149
	W1	4.208	0.040*	2.9	0.001*	13.300	0.098
	MN	3.922	0.048*	1.231	0.186	5.910	0.263
USDCAD	D1	1.141	0.285	3.092	0*	1250.01	0*
	W1	1.149	0.283	3.108	0*	4436.466	0*
	MN	1.202	0.273	0.255	0.613	1008.668	0*
EURUSD	D1	3.424	0.064	2.513	0.113	5.016	0.307
	W1	3.448	0.063	2.698	0.100	2421.08	0*
	MN	3.655	0.057	3.015	0.084	528.438	0*
EURTRY	D1	2.792	0.094	0.679	0.410	9.744	0.160
	W1	2.666	0.103	0.381	0.537	690.584	0*
	MN	2.513	0.118	0.336	0.564	8.908	0.199
USDTRY	D1	0.023	0.877	0.010	0.919	2989.552	0*
	W1	0.110	0.739	0.070	0.790	606.222	0*
	MN	0.104	0.747	0.243	0.623	145.833	0*

* %5 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotezi red edilebilir.

Tablo 10. daki anlamlılık deęerlerine bakıldığında Keenan (1985) testi ile Tsay (1986)'in testinden 12 paritede sıfır hipotezi red edilebilmiştir. Likelihood Ratio testinde 19 paritede sıfır hipotezi red edilebilmiştir. O halde doğrusallık hakkında netice olarak söylenebilecek ifade şudur; **“Deęişik zaman dilimlerine ait paritelerin bir kısmı doğrusal özellik sergilemekte, bir kısmı da doğrusal olmayan bir örüntü sergilemektedir. Keenan (1985) ile Tsay (1986) doğrusallık testleri ilgili paritelere benzer sonuçları vermektedir. Burada, Keenan ve Tsay'in doğrusallık testlerinde spesifik olmayan bir alternatif hipoteze karşı sıfır hipotezi sınanırken, Likelihood Ratio testinde spesifik bir alternatif hipoteze karşı sıfır hipotezinin sınıandığını ayrıca belirtmek gerekmektedir”**.

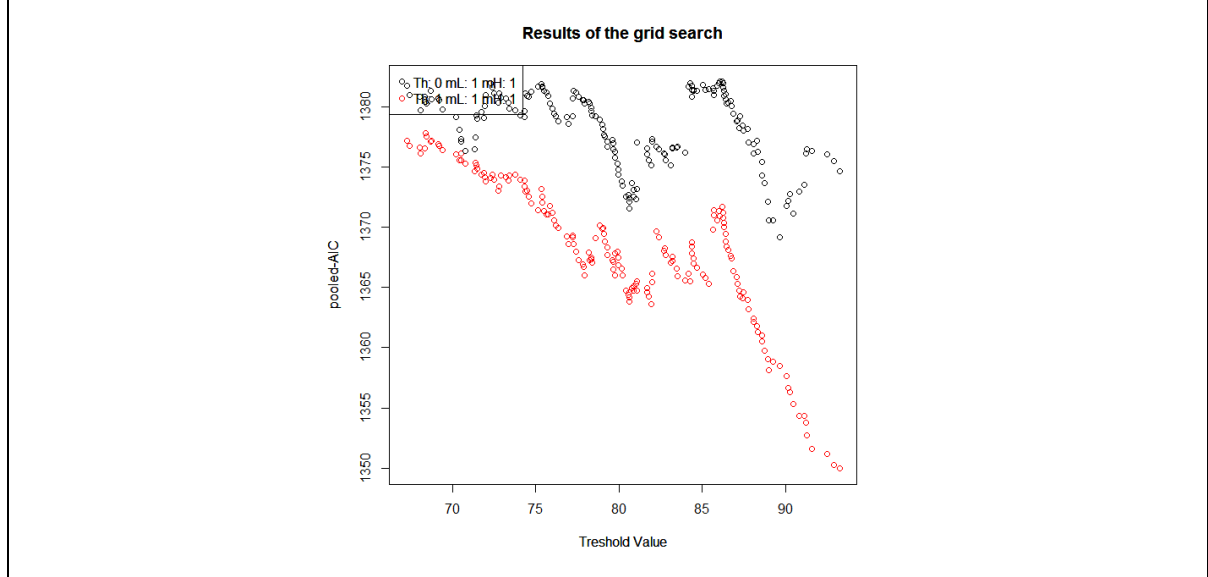
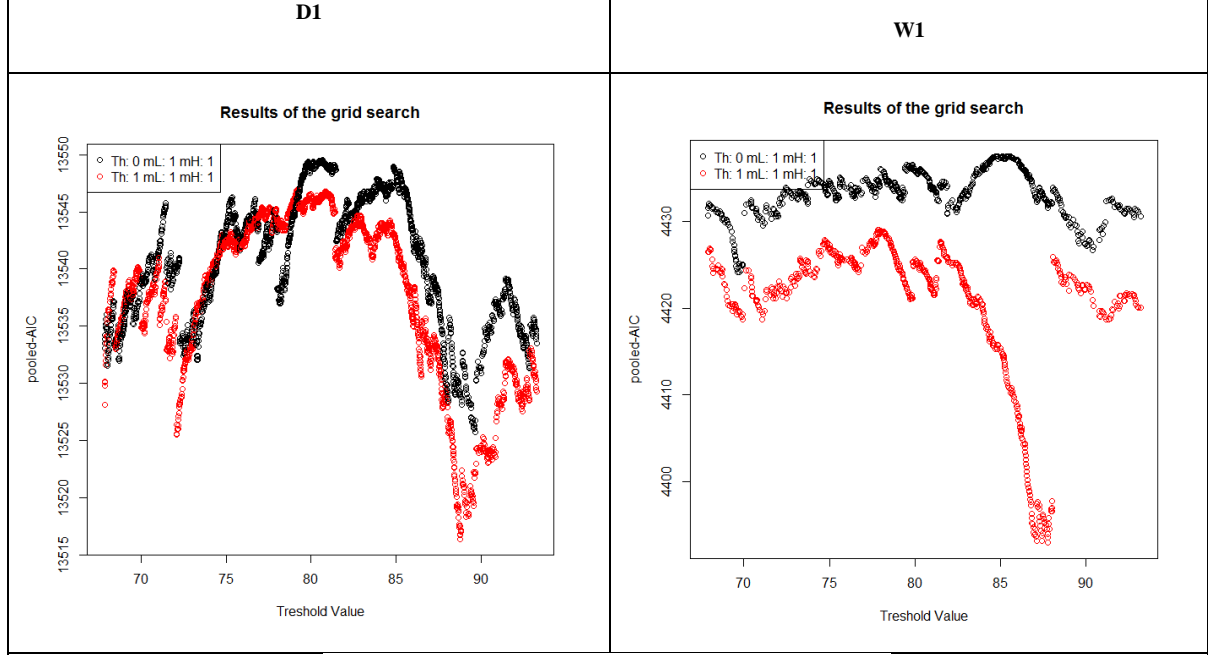
3.4. SETAR Modellemesinin Paritelere Uygulanması

Tezimin bu kısmında, her bir pariteye ilgili zaman diliminde SETAR modellemesi ayrı ayrı uygulanacak elde edilen bulgular betimsel istatistiki gösterimler dâhilinde tartışılacaktır. Bu amaçla öncelikle ilgili paritelere ait SETAR modellemelerine ait hiper parametreler (SETAR hyperparameters) R Project (version 3.1.2) tespit edilmiştir.

Tablo 11. AUD/JPY - SETAR Modeli Hiperparametreleri

AUD/JPY (Australian Dollar – Japanese Yen) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerin Sayısı
AUDJPY	D1	2	1	1	1	88,76	13516,33	1908	3816
	W1	2	1	1	1	87,80	4392.953	643	1286
	MN	2	1	1	1	93.25	1349.958	175	350



*m: Modelin tümüne ait otoregresif mertebe
 **Threshold Delay: Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi
 ***mL: Low regime mertebesi, mH: High regime mertebesi


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 13516,33)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 4392.953)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 1349.958)

Tablo 12. AUD/JPY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

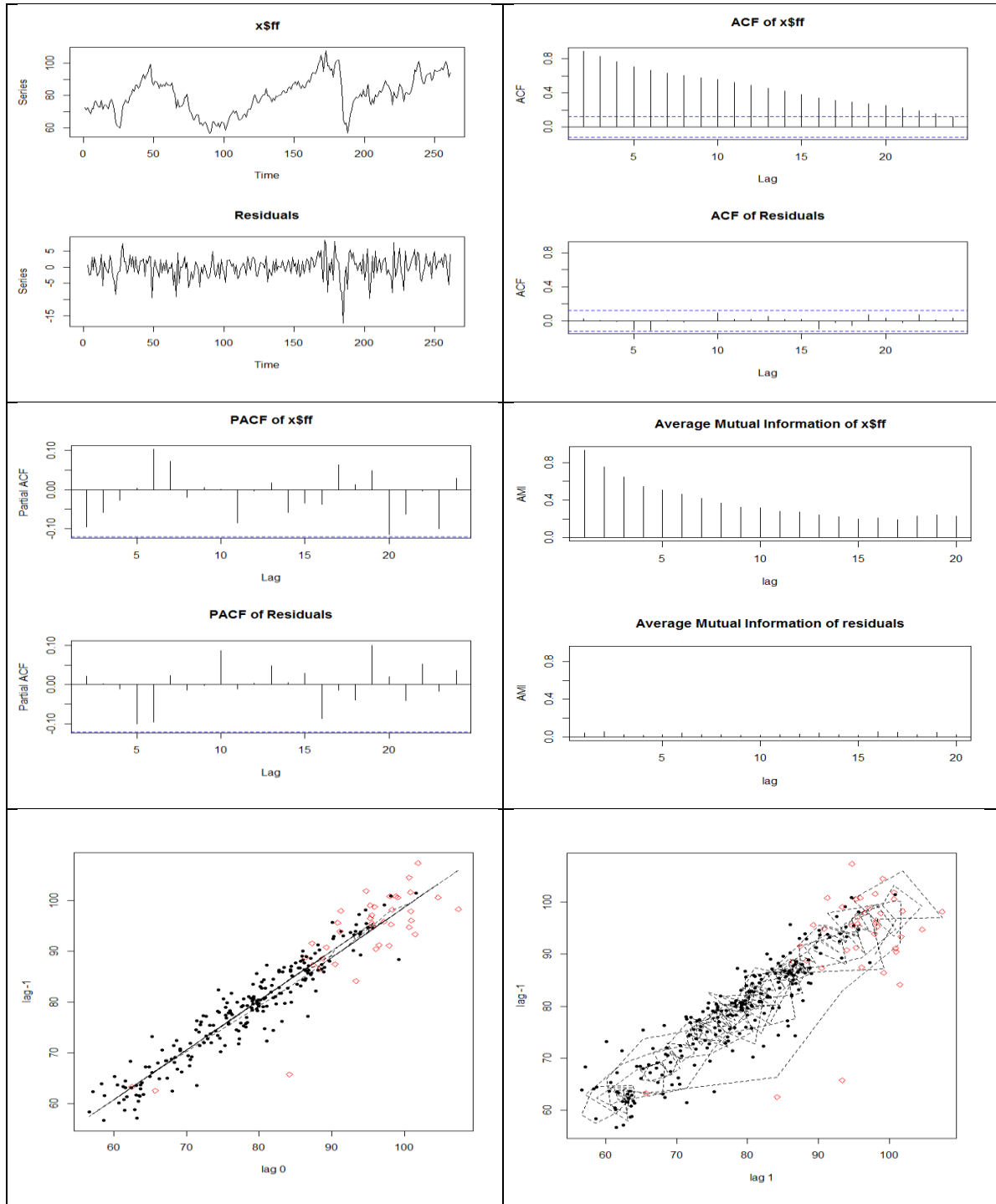
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
AUDJPY	D1	2.4584583	0.9612216	-	0.3044262	0.9963672	-	67,88	0,6727
	W1	1.2861090	0.9836751	-	9.5594439	0.9003947	-	90,81	3,06
	MN	2.0130416	0.9784269	-	-	0.9930050	-	92,92	11,31
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	2.4584583	0.6446077	0.00013***	0.3044262	0.1127158	0.00693**		
	phiL.1	0.9612216	0.0102136	0***	0.9963672	0.0013427	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	1.2861090	0.5247614	0.014405 *	9.5594439	3.0057186	0.0015 **		
	phiL.1	0.9836751	0.0067946	0***	0.9003947	0.0311359	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	2.013042	1.943602	0.3013	-0.604548	11.485146	0.9581		
	phiL.1	0.978427	0.024951	0***	0.993005	0.118900	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

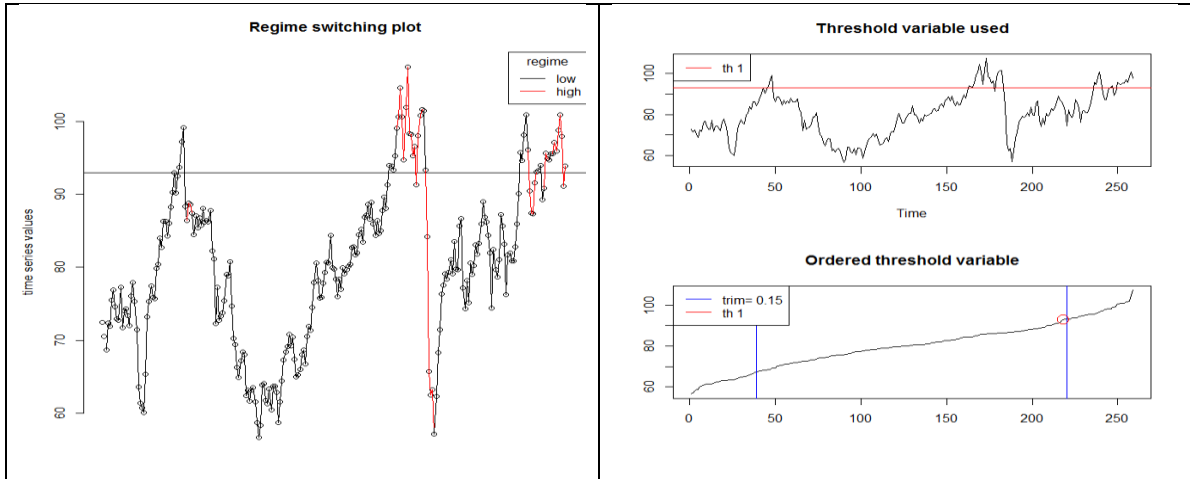
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

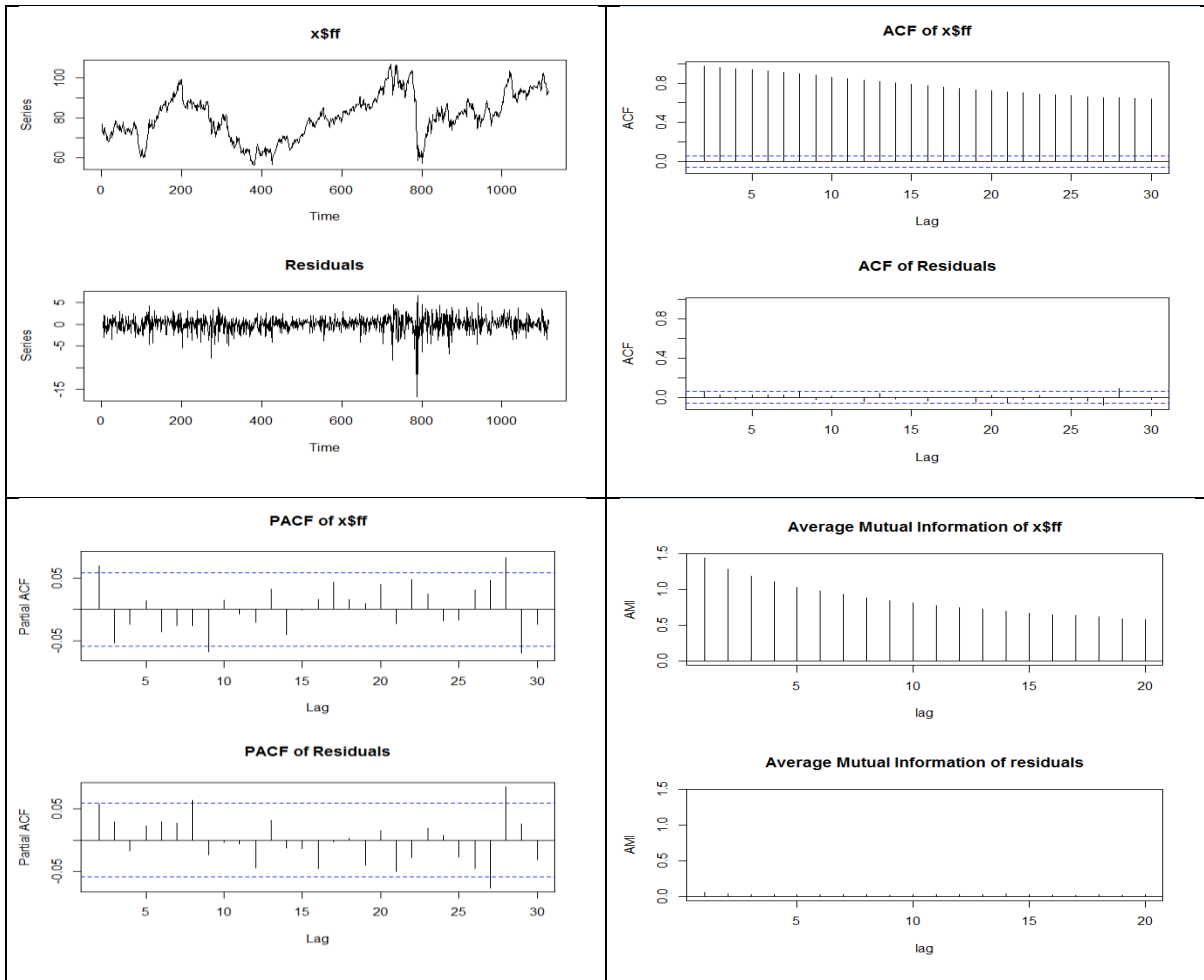
Tablo 13. AUD/JPY - SETAR Modeli Tamam Betimseller

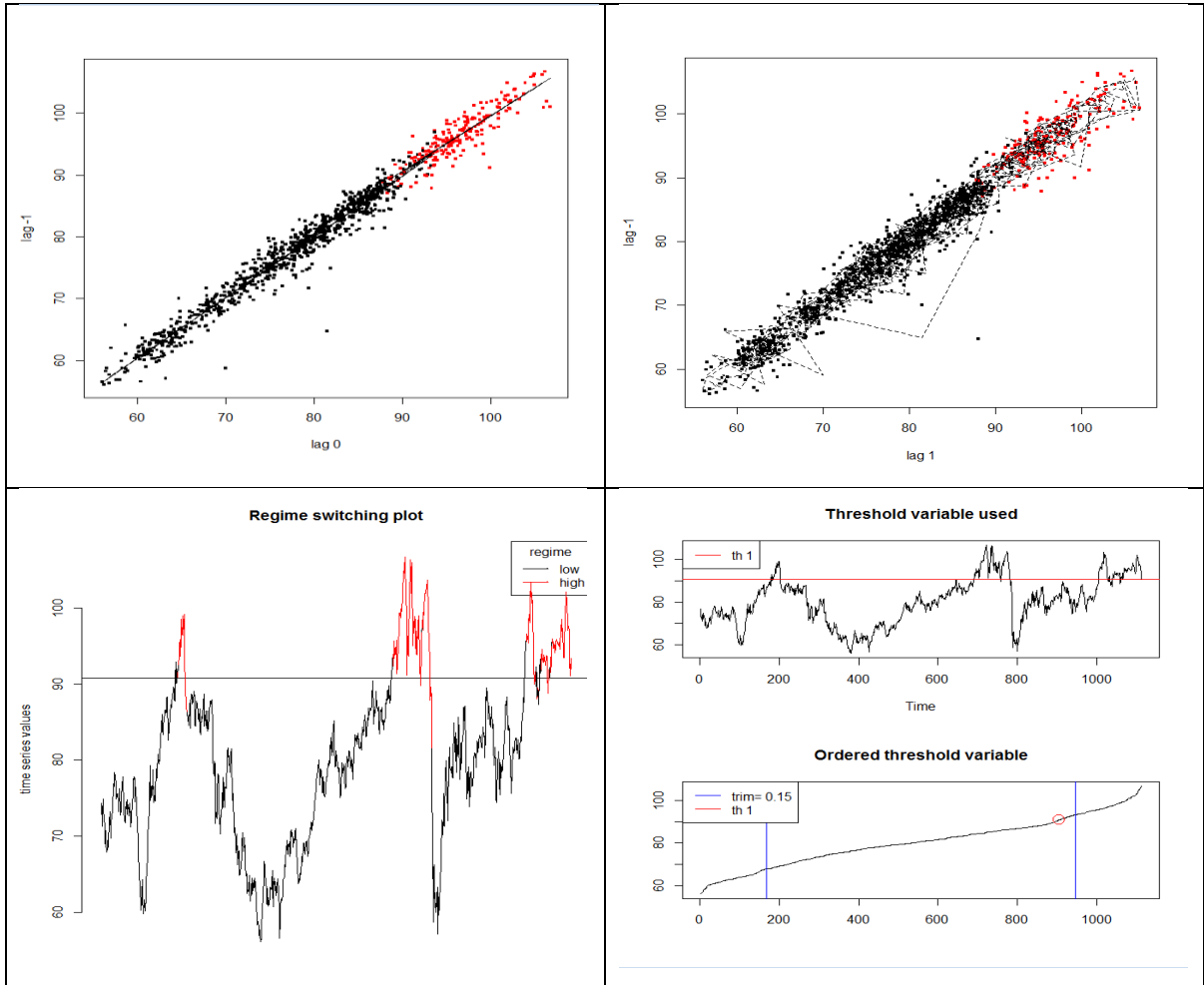
D1



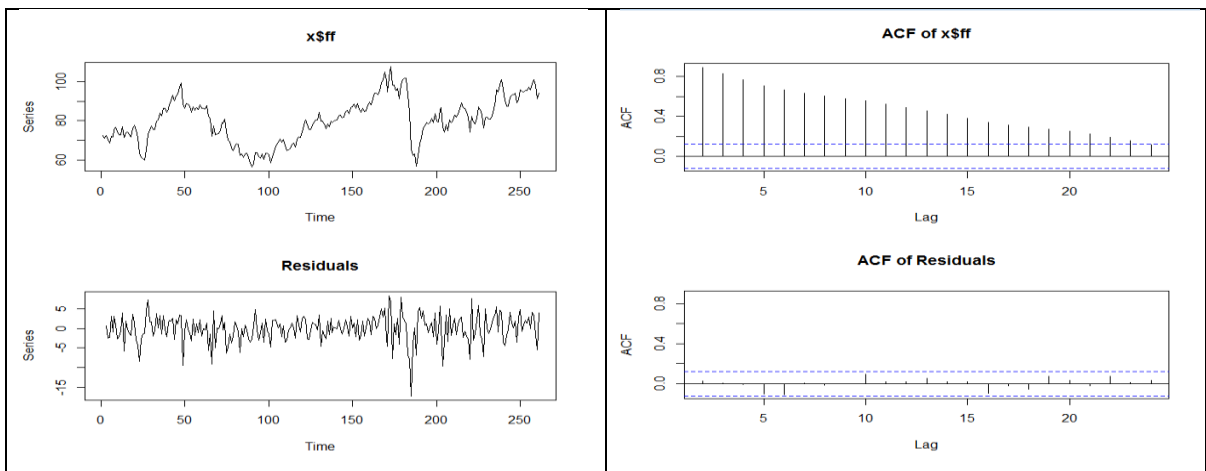


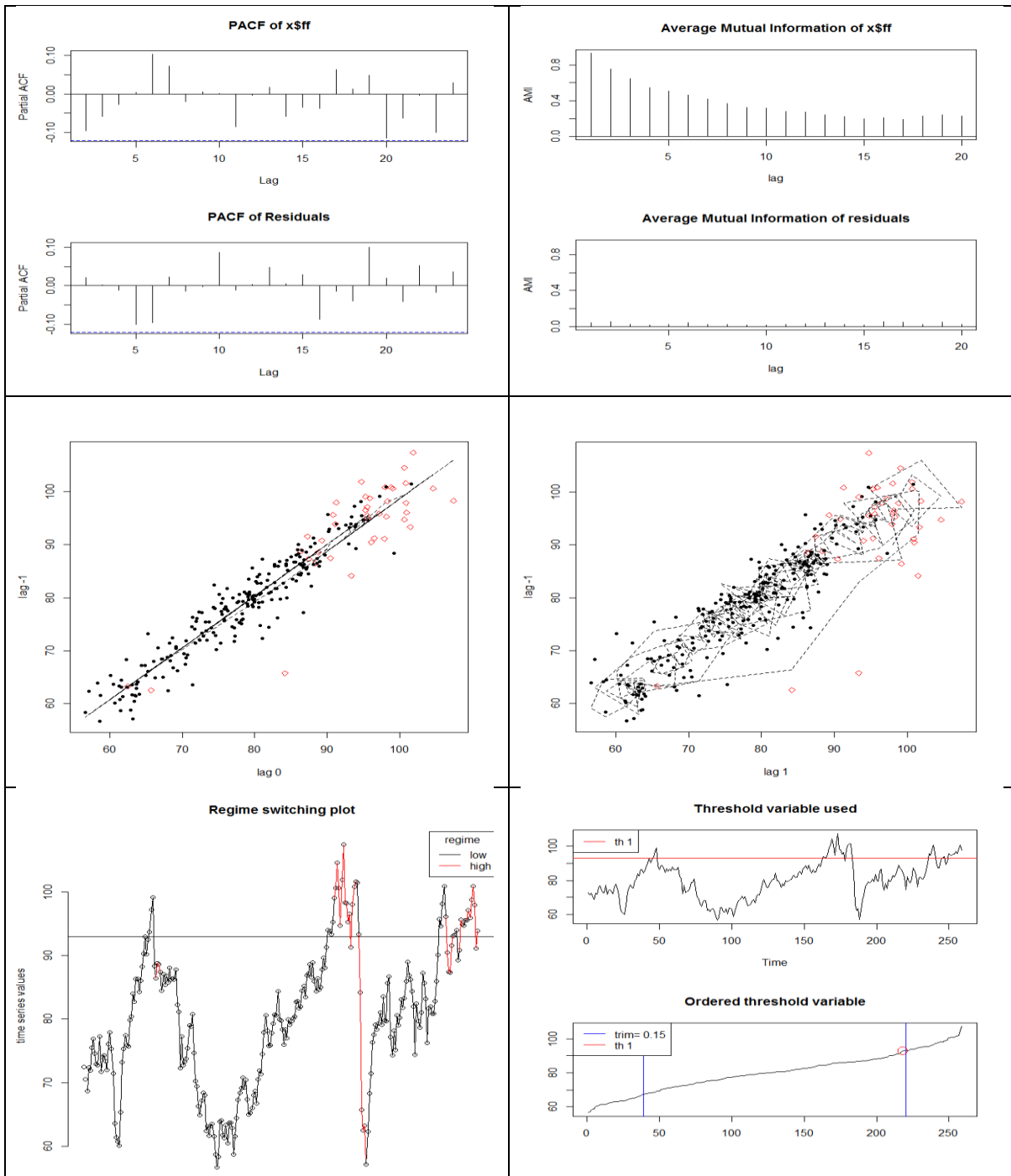
W1





MN





Tablo 14. AUD/USD - SETAR Modeli Hiperparametreleri

AUD/USD (Australian Dollar – USD Dollar) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerin Sayısı
AUDUSD	D1	2	0	1	1	0,8013	-41745.46	2082	4164
	W1	2	1	1	1	0,8177	-6711.085	666	1332
	MN	2	1	1	1	0.8434	-1183.403	176	352

D1					W1				
<p>Results of the grid search</p>					<p>Results of the grid search</p>				
<p>Results of the grid search</p>									

***m: Modelin tümüne ait otoregresif mertebesi**

****Threshold Delay: Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi**

*****mL: Low regime mertebesi, mH: High regime mertebesi**


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 0,8013)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 0,8177)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 0.8434)

Tablo 15. AUD/USD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

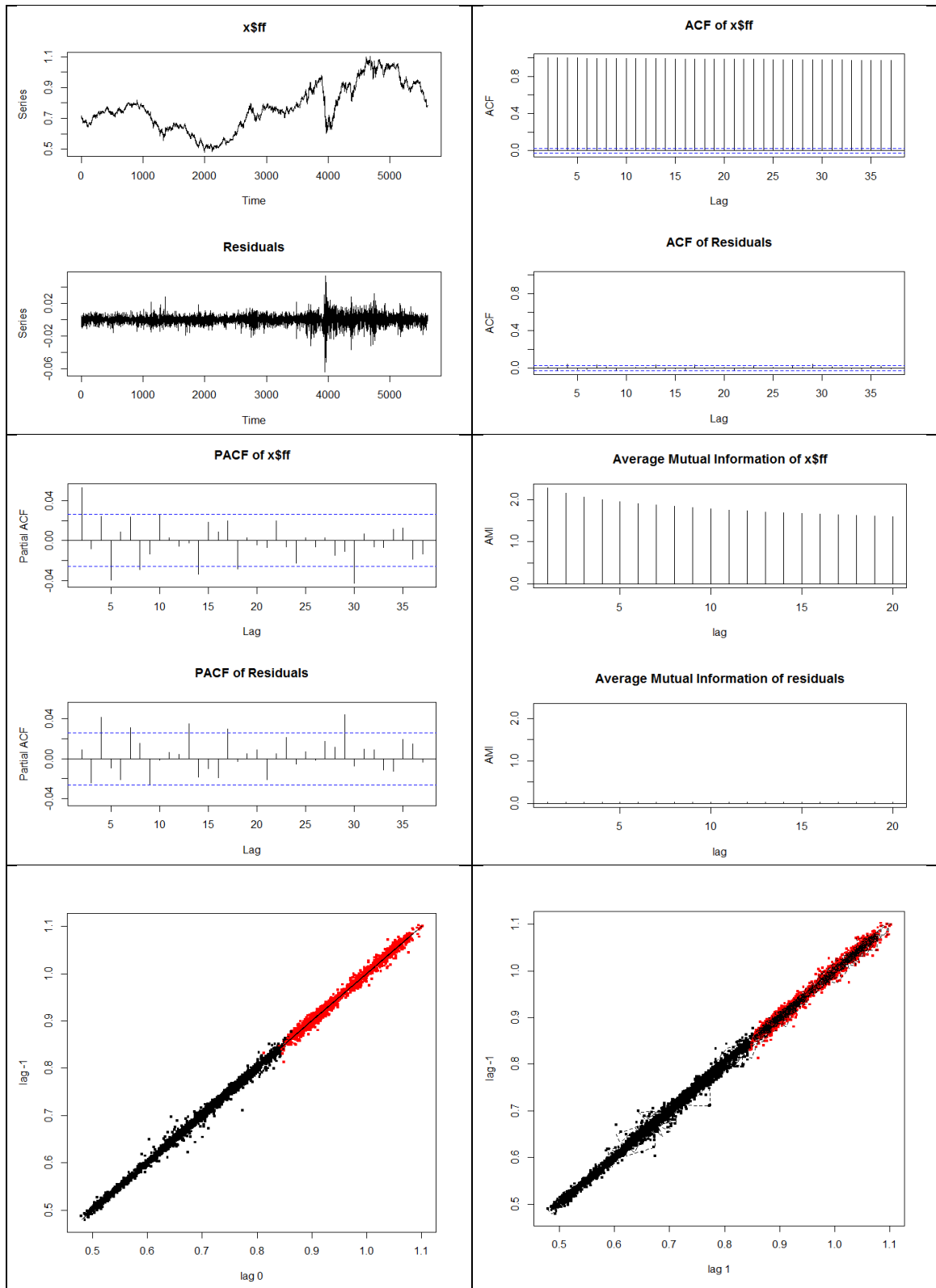
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
AUDUSD	D1	0.001125	0.99840	-	0.00497	0.994	-	0,8497	3.562e-05
	W1	0.004066	0.99437	-	0.02027	0.978	-	0,8375	0.00016
	MN	-0.003774	1.00900	-	-0.01427	1.006	-	0,9042	0.00073
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	0.00112	0.00072	0.12014	0.004	0.002	0.02249*		
	phiL.1	0.99840	0.00104	2e-16***	0.994	0.002	2e-16***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	0.00406	0.00357	0.25588	0.020	0.009	0.0412 *		
	phiL.1	0.99437	0.00515	2e-16 ***	0.978	0.010	2e-16 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	-0.00377	0.01255	0.7638	-0.014	0.055	0.7982		
	phiL.1	1.00900	0.01743	2e-16 ***	1.00	0.056	2e-16 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

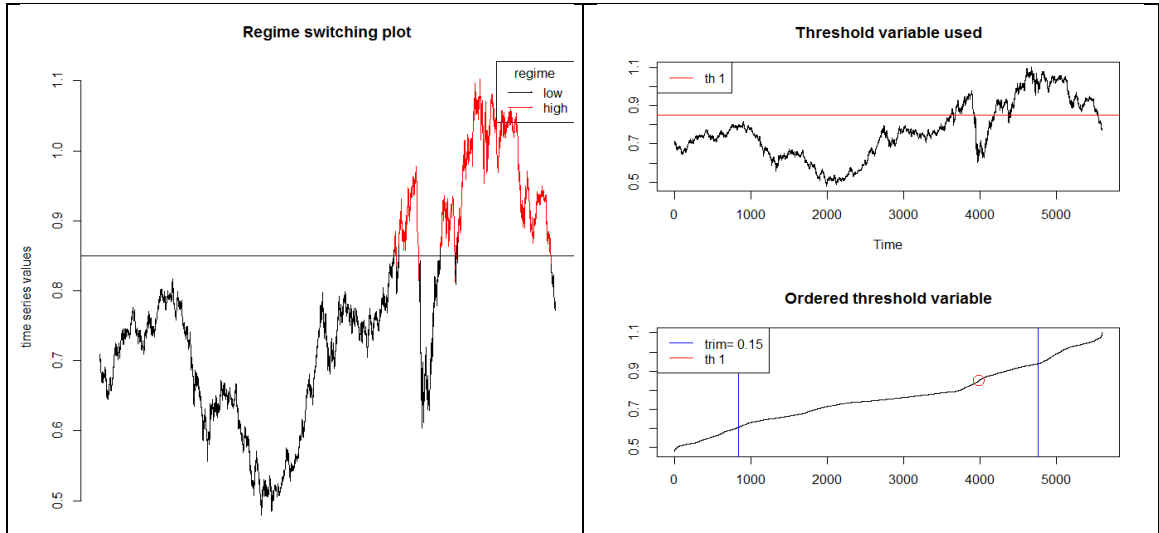
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

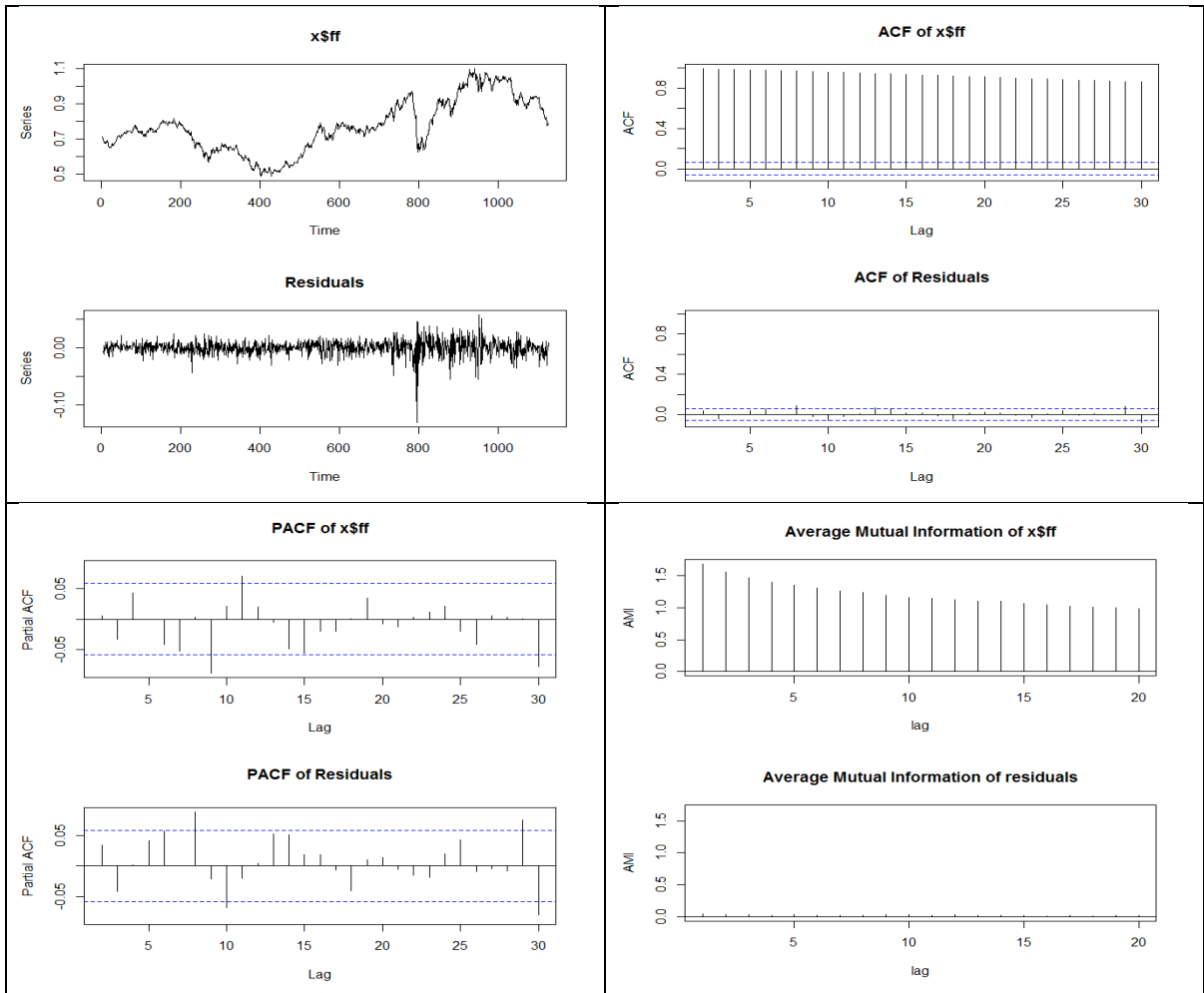
Tablo 16. AUD/USD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

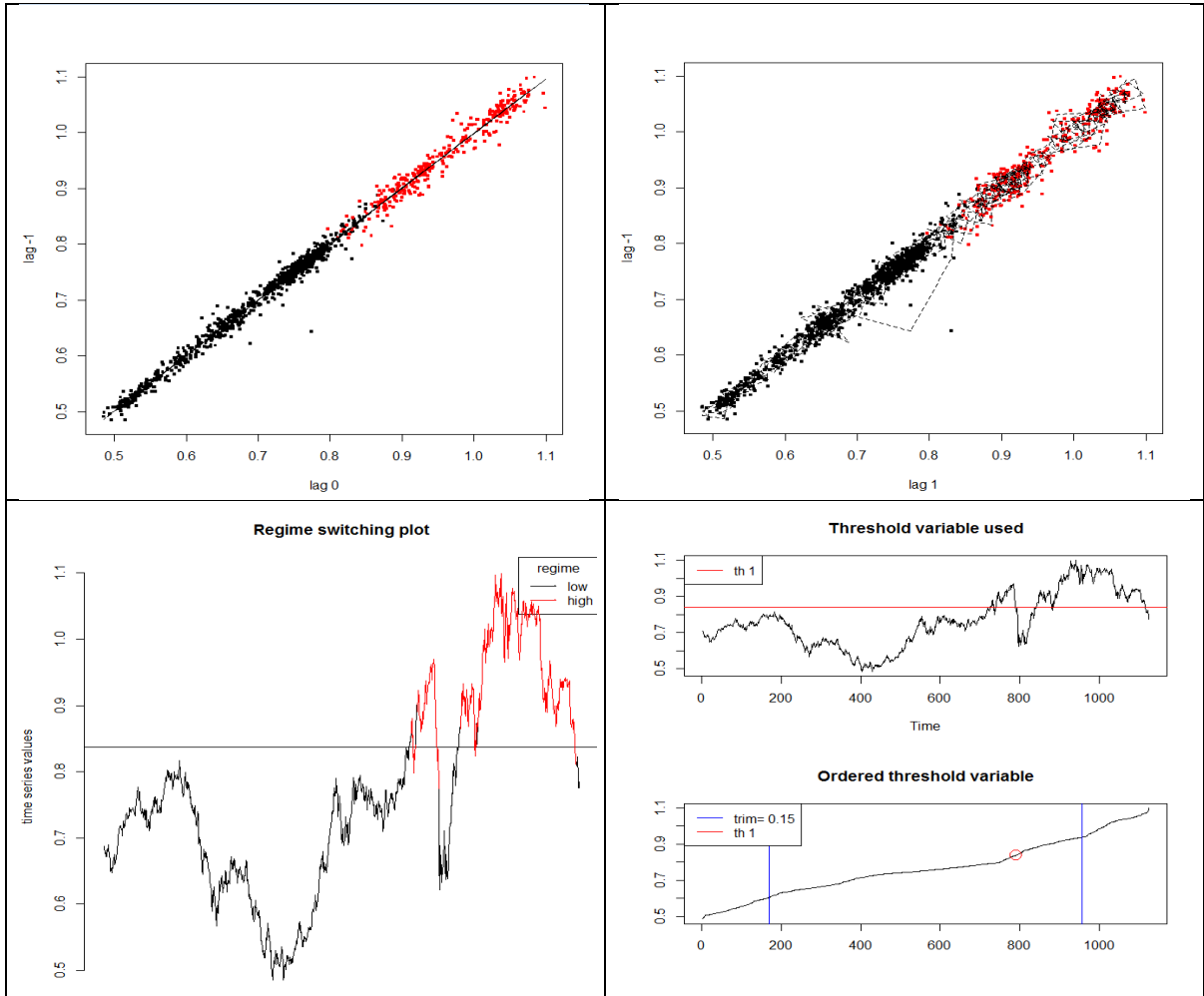
D1



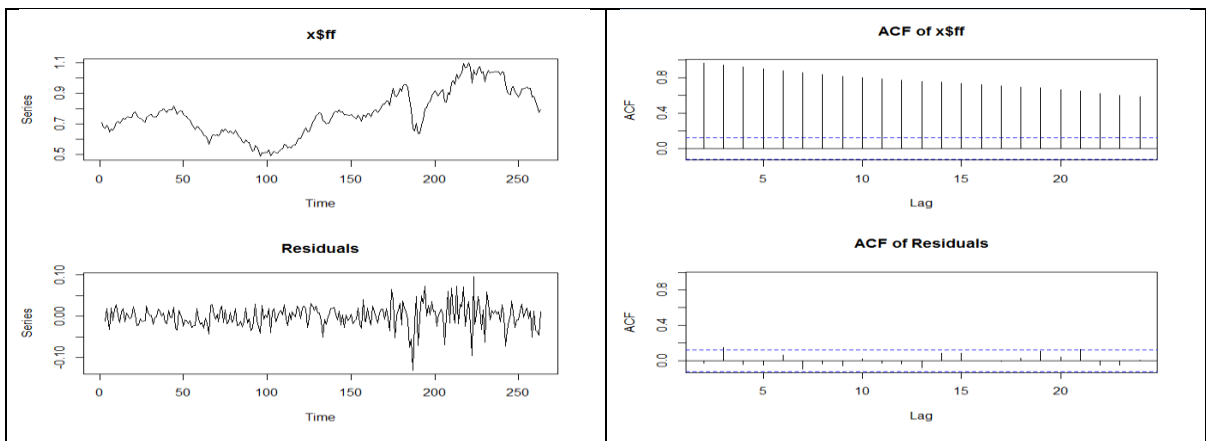


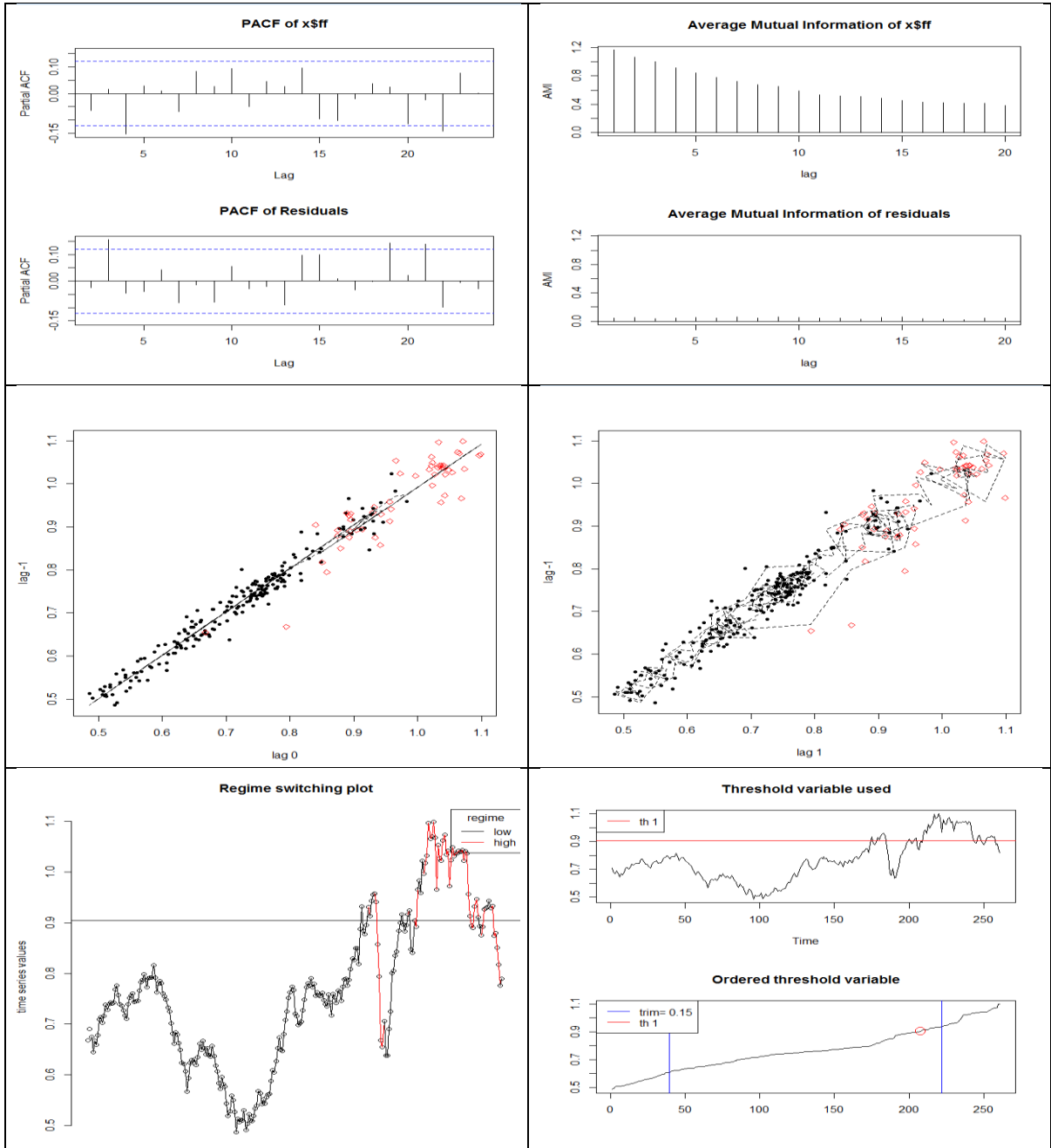
W1





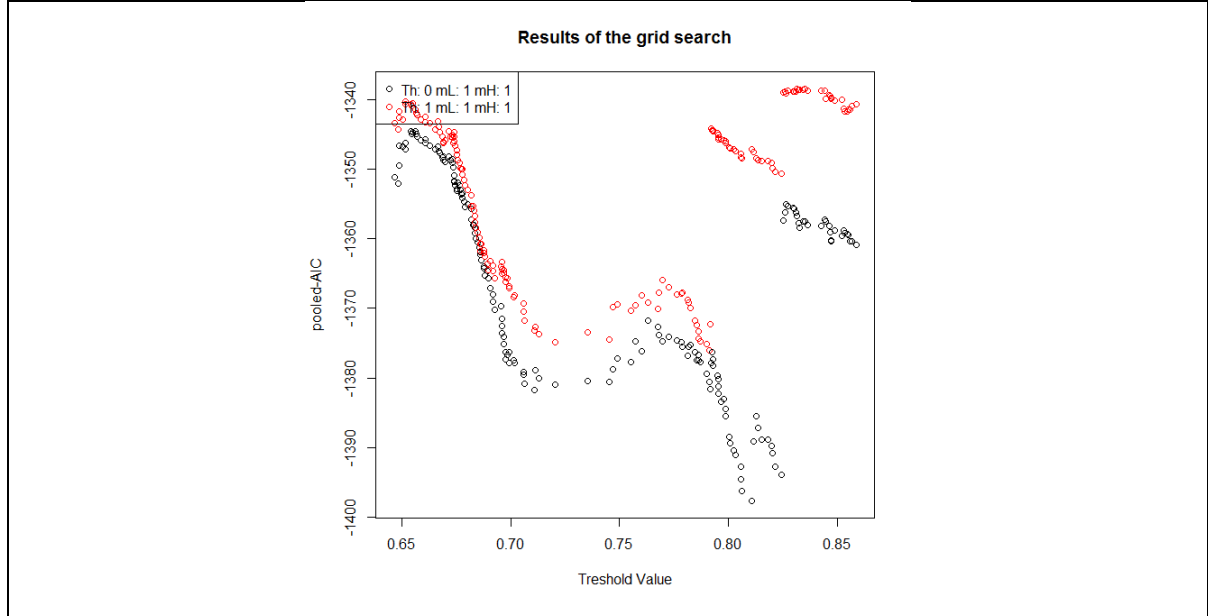
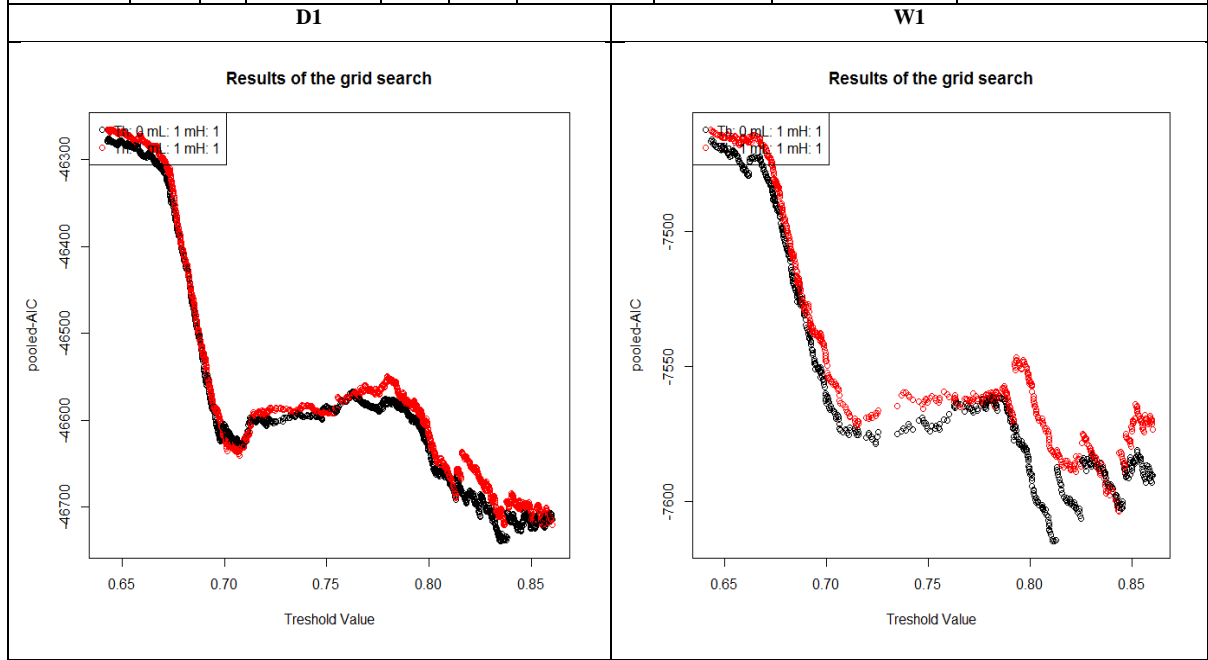
MN





Tablo 17. EUR/GBP - SETAR Modeli Hiperparametreleri
EUR/GBP (Euro – Great Britain Pound) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerin Sayısı
EURGBP	D1	2	0	1	1	0,8350	-46739.75	1567	3134
	W1	2	0	1	1	0,8109	-7614.837	611	1222
	MN	2	0	1	1	0.8108	-1397.731	170	340



***m: Modelin tümüne ait otoregresif mertbe**
****Threshold Delay: Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi**
*****mL: Low regime mertbesi, mH: High regime mertbesi**


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 0,8350)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 0,8109)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 0.8108)

Tablo 18. EUR/GBP - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

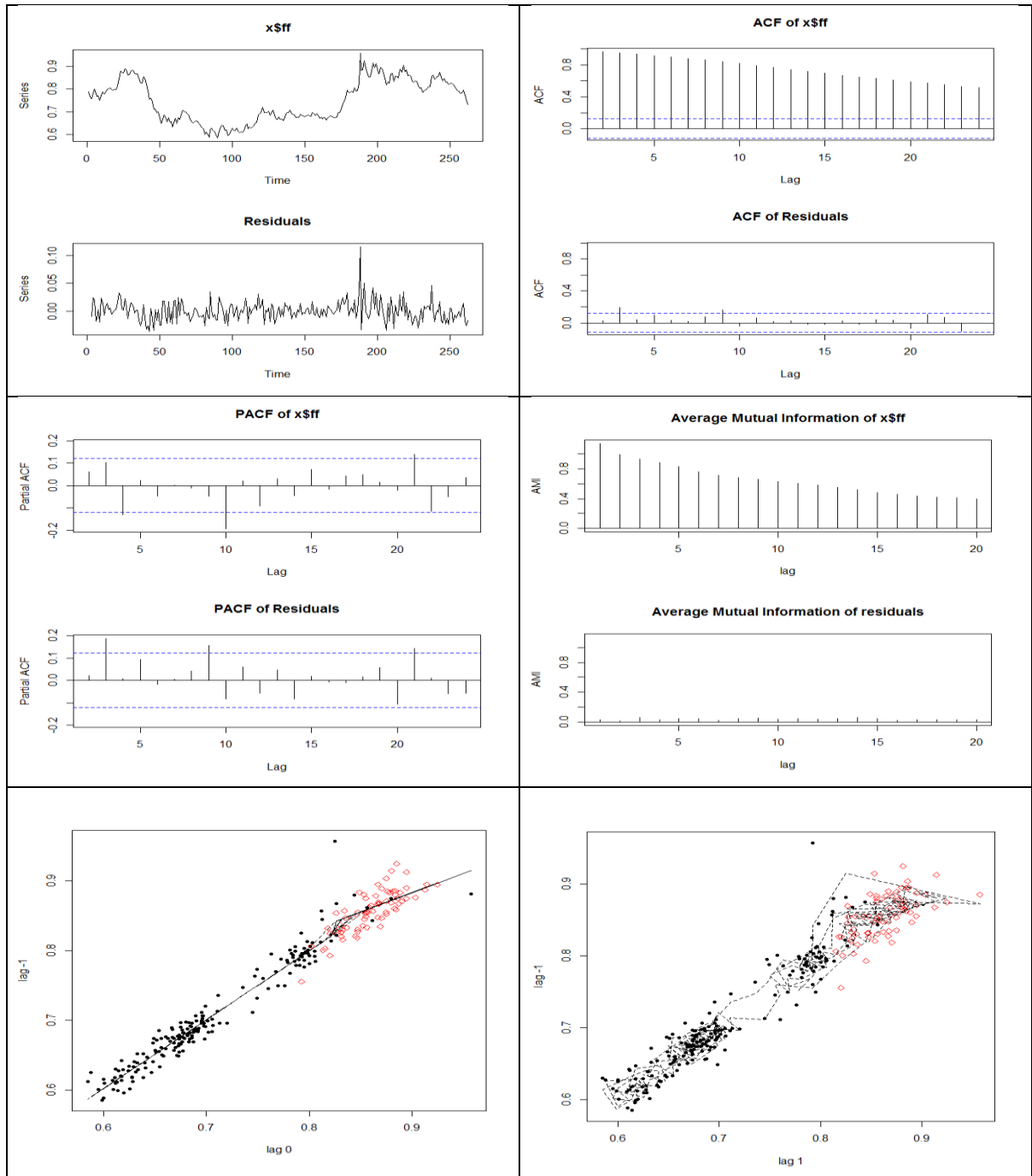
Parite		SETAR Modeli						Threshold Value	Residuals Variance
		Low Regime			High Regime				
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
EU	D1	0.000151	0.99982	-	0.03061	0.96504	-	0.8592	1.519e-05
RG	W1	0.000958	0.99883	-	0.19364	0.7793	-	0.8593	7.556e-05
BP	MN	0.00866	0.98803	-	0.38177	0.55688	-	0.8243	0.0002934
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	0.0001	0.0005	0.7725	0.0306	0.00646	0 ***		
	phiL.1	0.999	0.0007	0 ***	0.9650	0.00732	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	0.0009	0.0026	0.7143	0.1936	0.03186	0***		
	phiL.1	0.998	0.0036	0***	0.7793	0.03611	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	0.008	0.0135	0.5239	0.3817	0.06867	0 ***		
	phiL.1	0.988	0.0192	0***	0.5568	0.07941	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

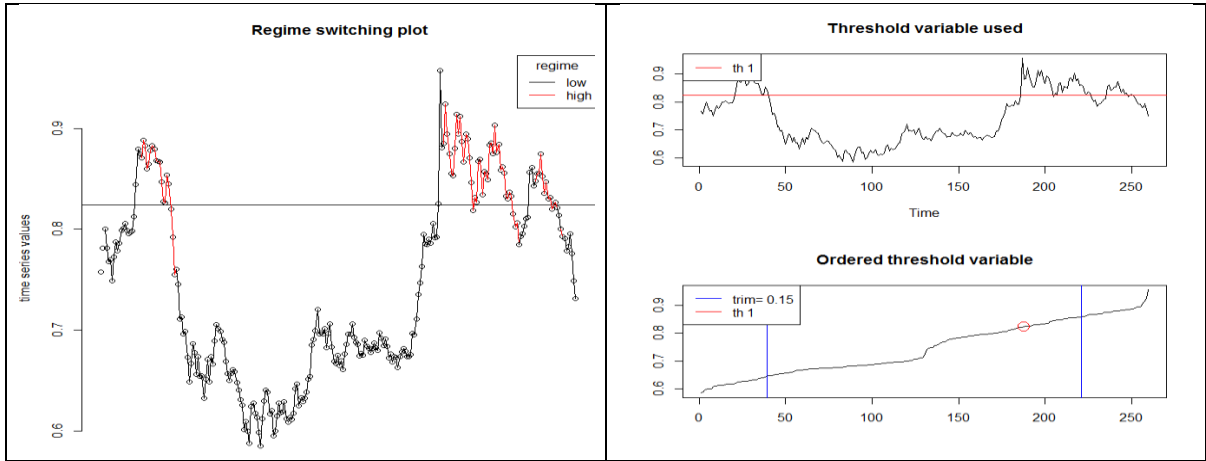
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

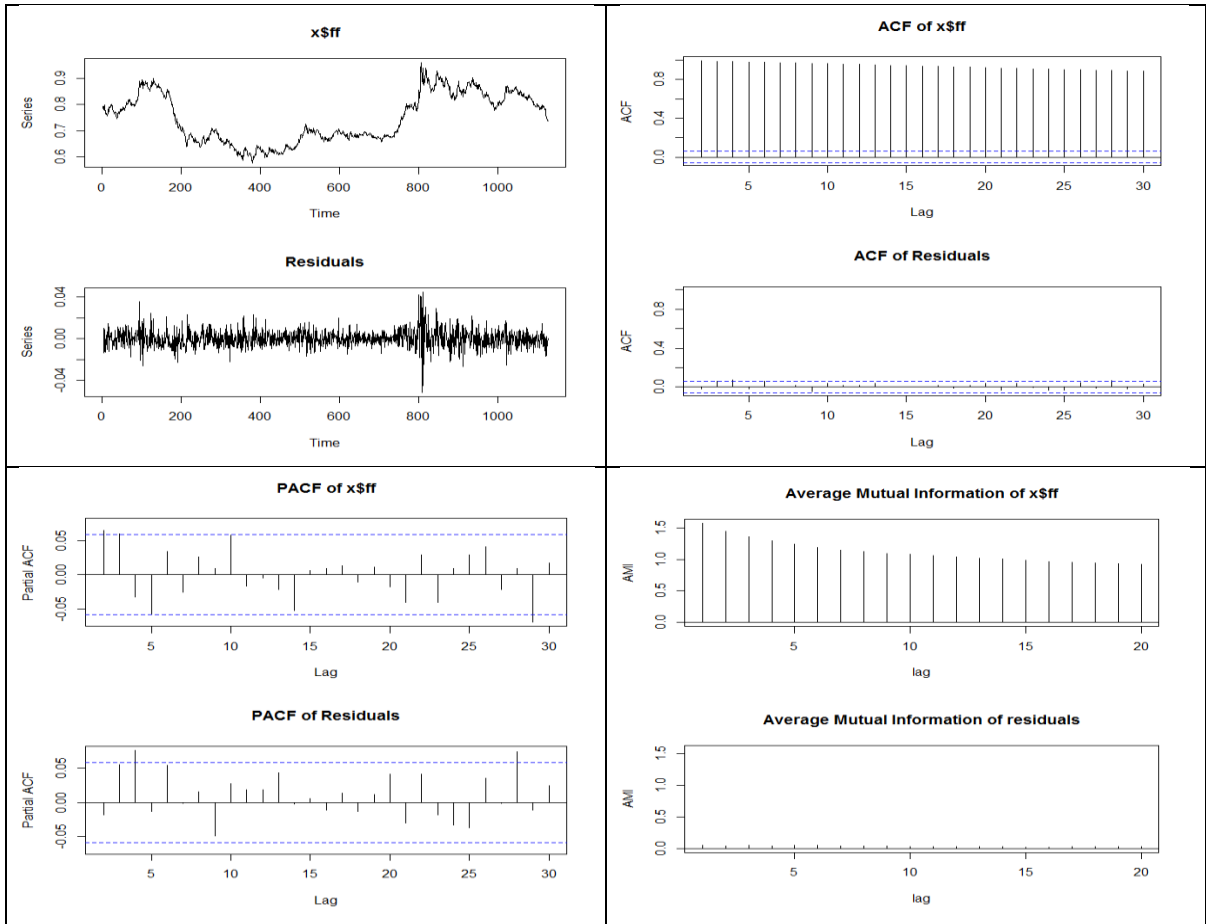
Tablo 19. EUR/GBP - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

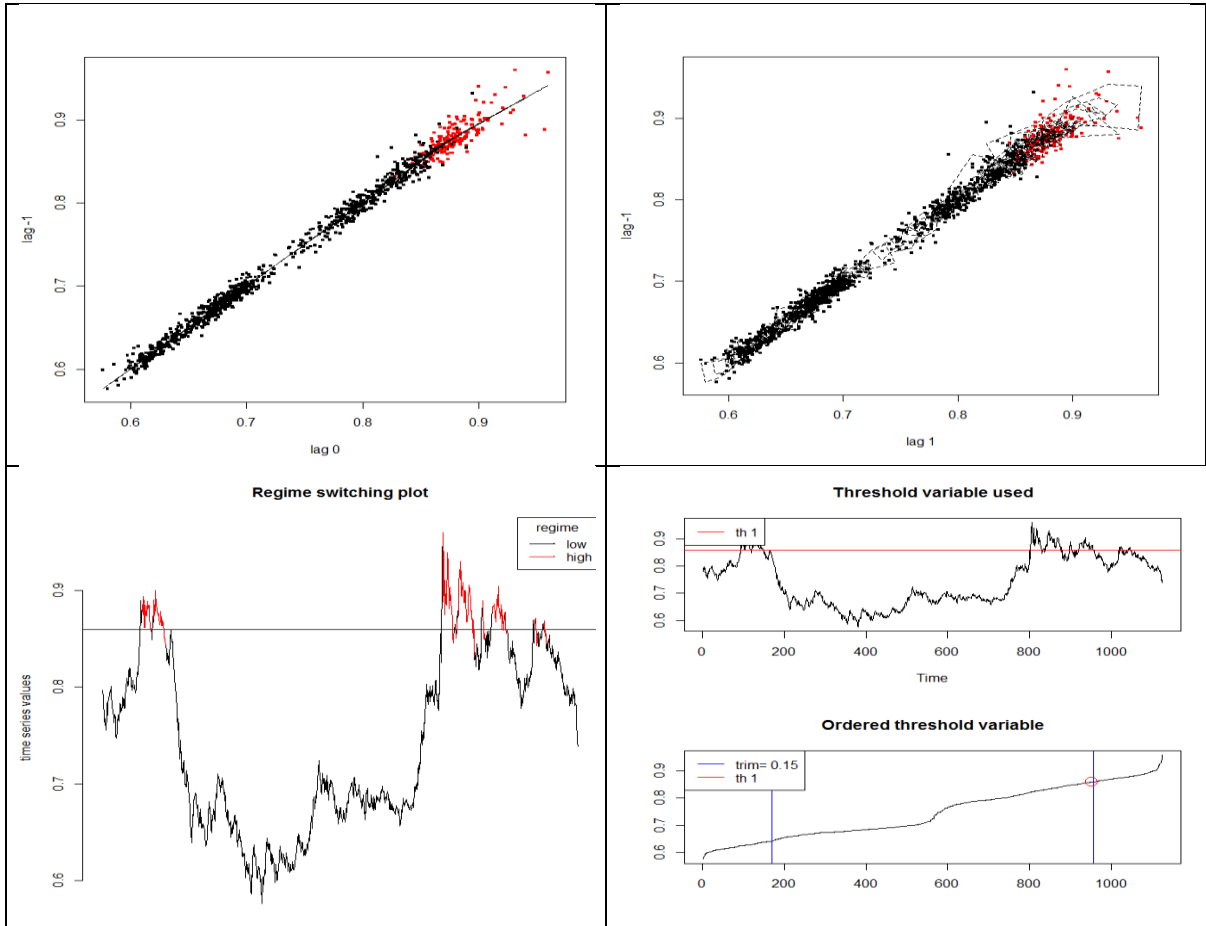
D1



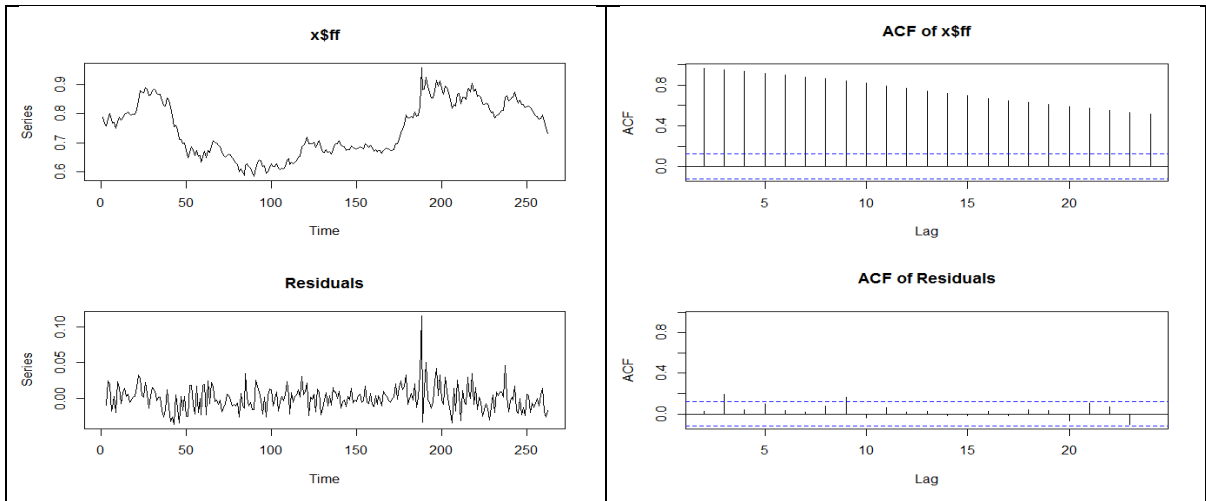


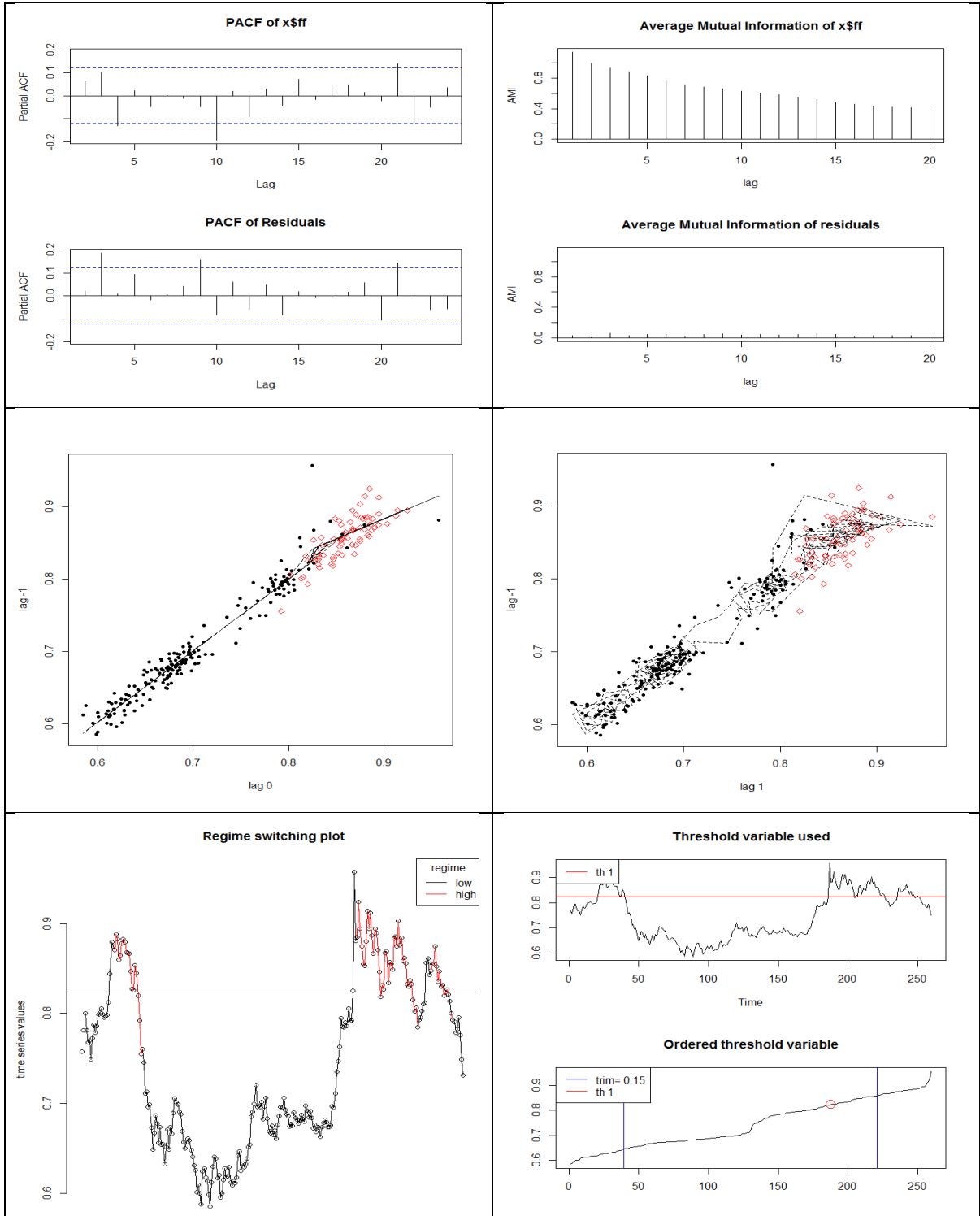
W1





MN





Tablo 20. EUR/JPY - SETAR Modeli Hiperparametreleri
EUR/JPY (Euro – Japanese Yen) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerin Sayısı
EURJPY	D1	2	1	1	1	144.05	15553.87	2217	4434
	W1	2	1	1	1	143.90	4900.230	681	1362
	MN	2	1	1	1	144.28	1501.511	177	354

D1					W1				

***m:** Modelin tümüne ait otoregresif mertebeye
****Threshold Delay:** Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi
*****mL:** Low regime mertebesi, **mH:** High regime mertebesi


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 144.05)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 143.90)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 144.28)

Tablo 21. EUR/JPY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

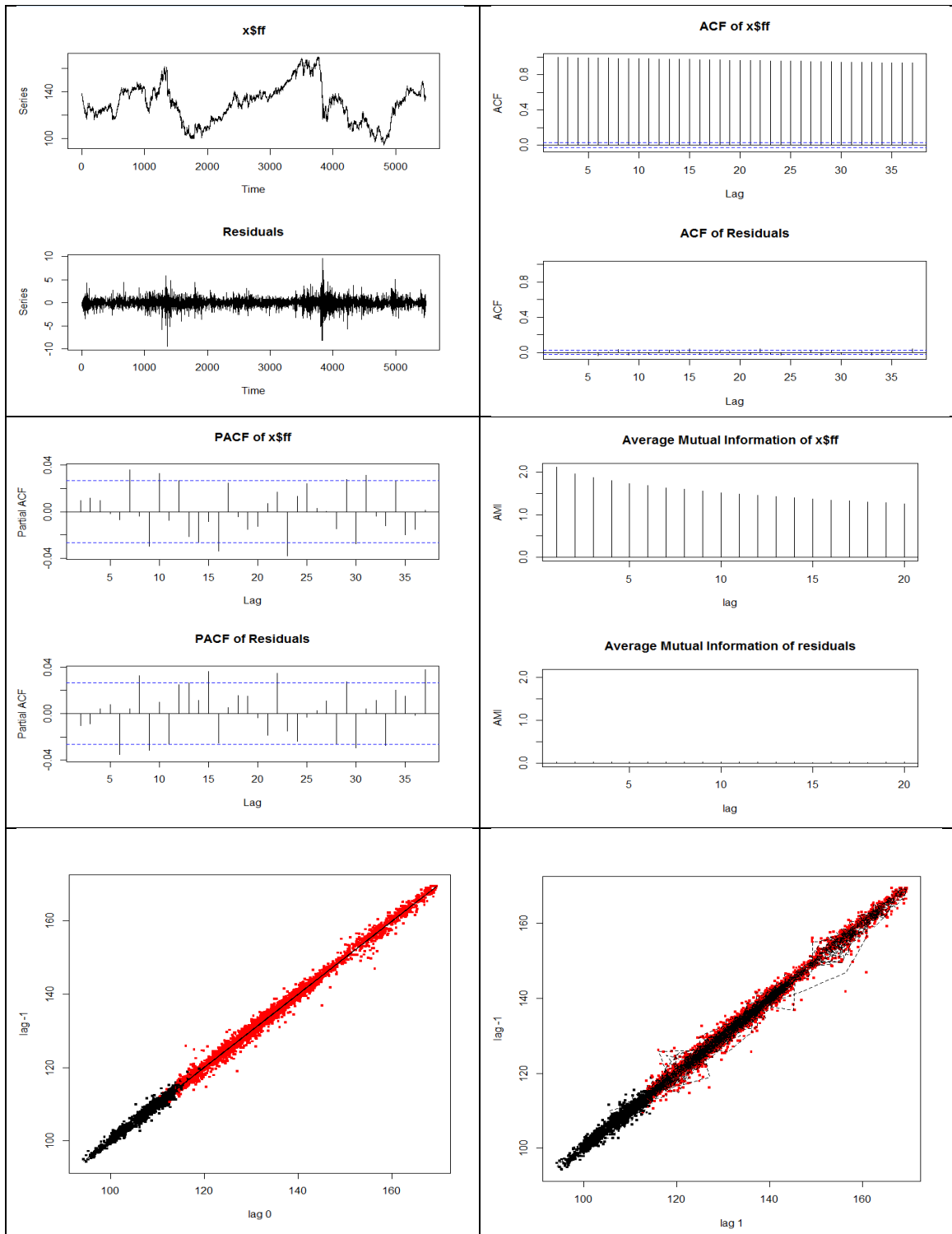
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
EURJPY	D1	1.29053	0.98809	-	0.376033	0.9971	-	114.6	1.017
	W1	6.8107	0.93659	-	1.88873	0.98591	-	113,1	4.973
	MN	0.8014	0.99800	-	4.10763	0.9649	-	136.7	20.54
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	P değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	1.29053	0.6956	0.0636.	0.37603	0.16424	0.02209*		
	phiL.1	0.9880	0.0064	0 ***	0.99718	0.00120	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	6.8107	3.5739	0.0569.	1.88873	0.78383	0.01613*		
	phiL.1	0.93659	0.0335	0 ***	0.9859	0.0057	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	0.80148	3.6839	0.8279	4.10764	6.96653	0.5560		
	phiL.1	0.99800	0.0303	0***	0.96496	0.04743	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

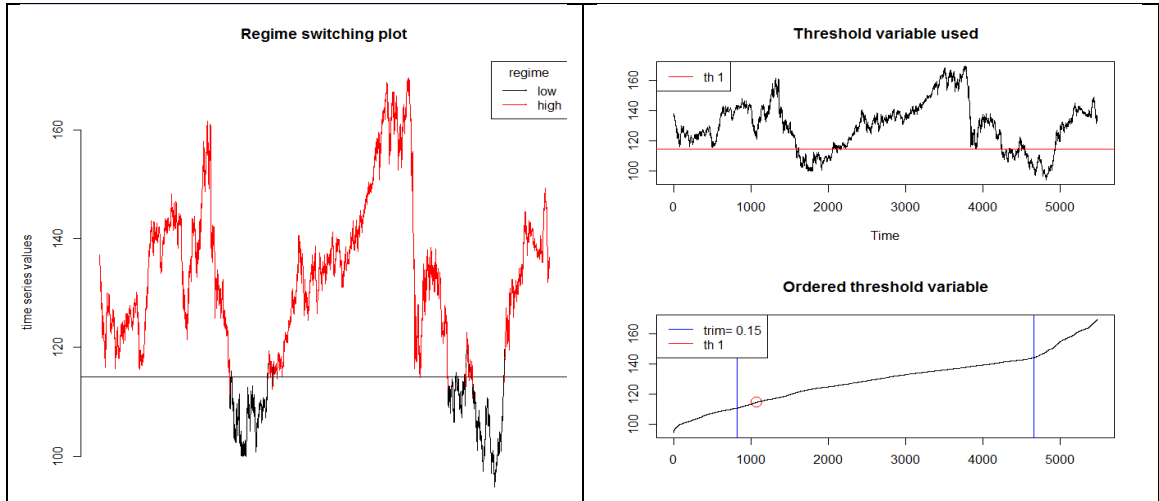
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

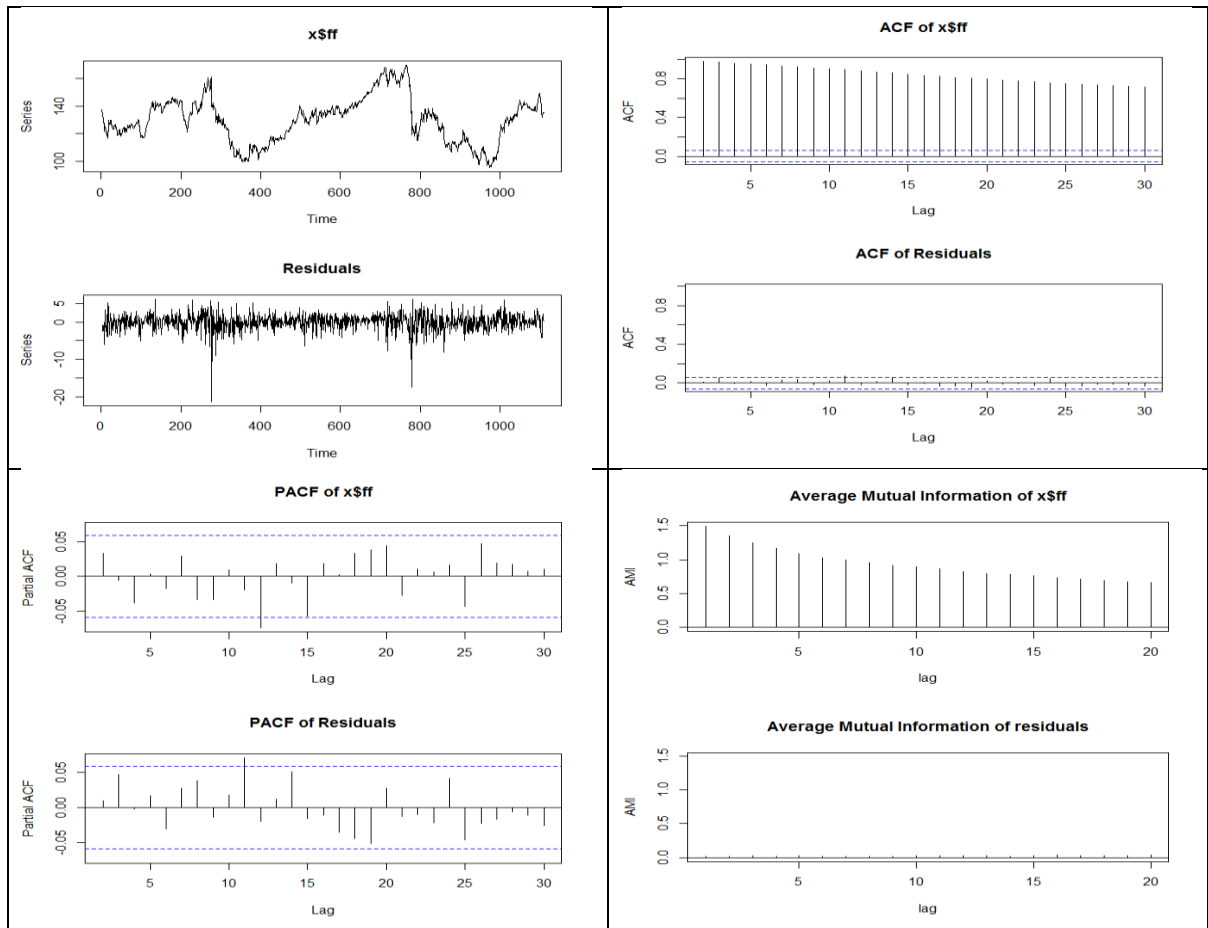
Tablo 22. EUR/JPY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

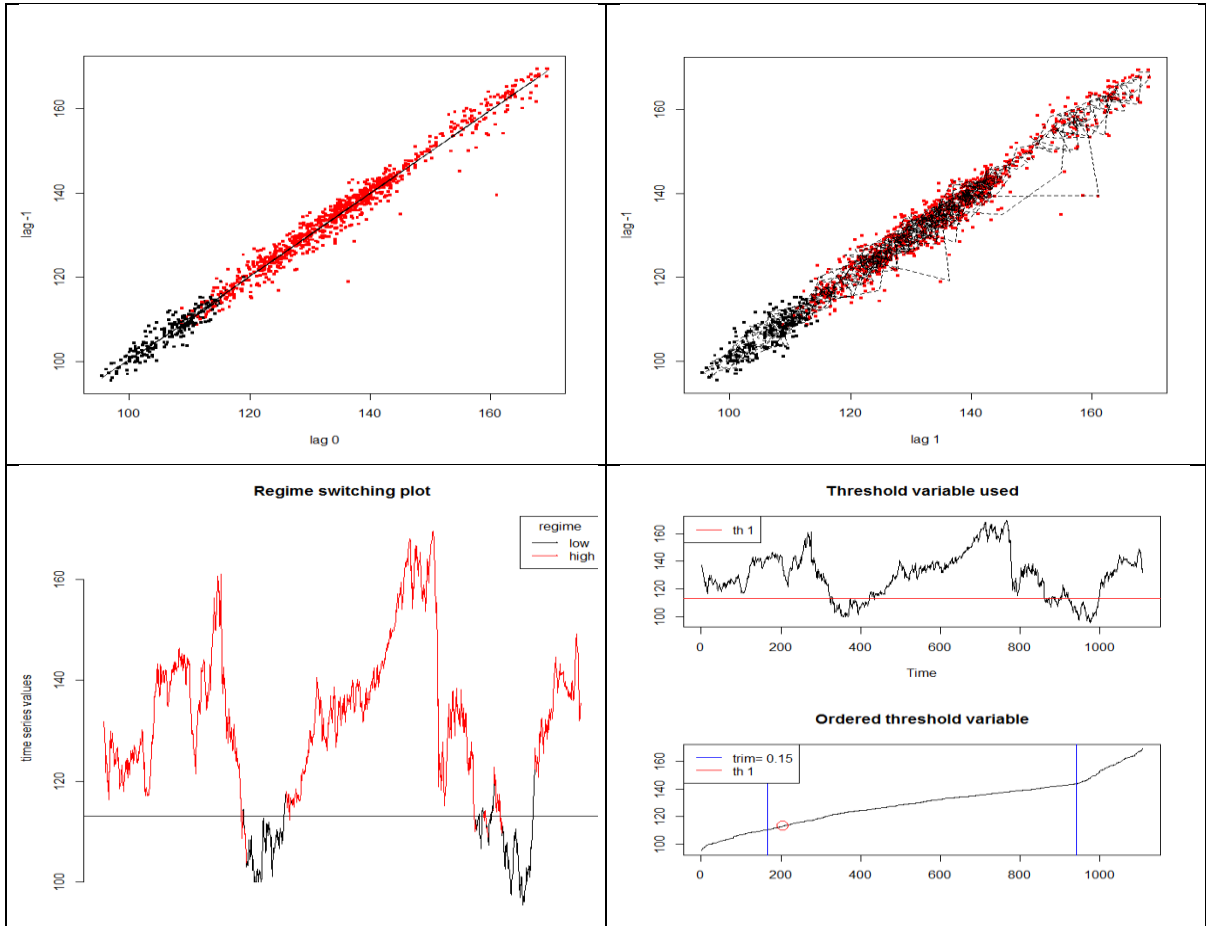
D1



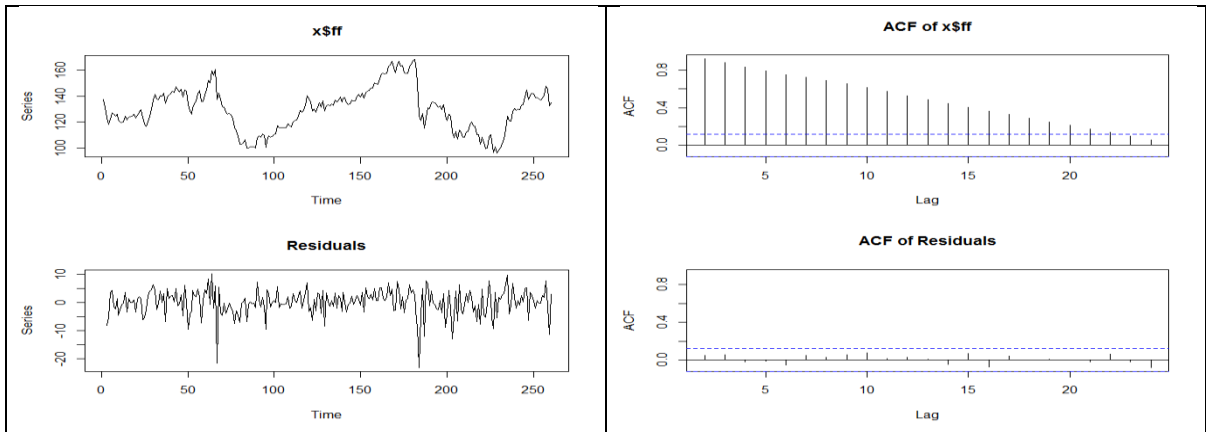


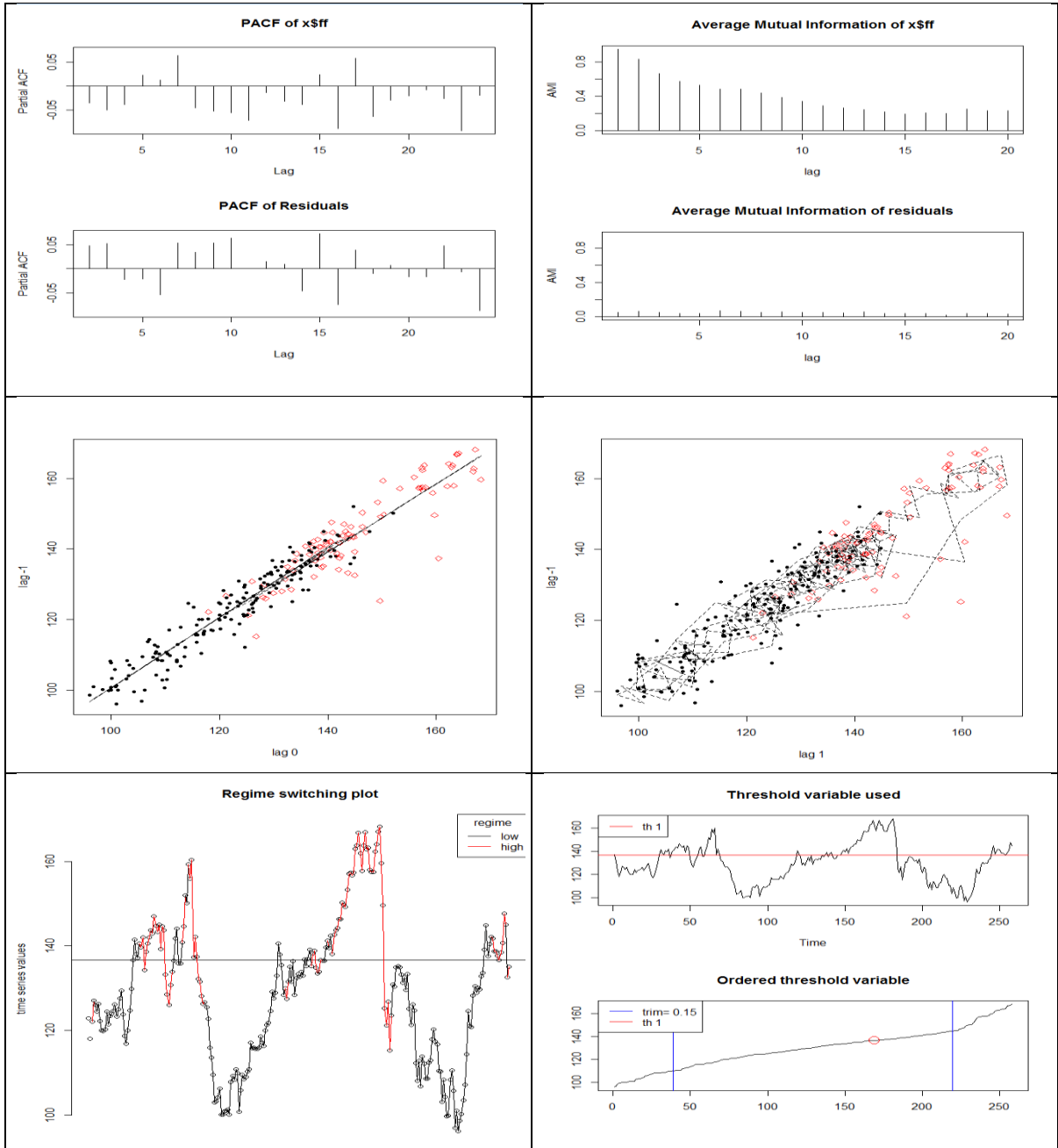
W1





MN





Tablo 23. GBP/JPY - SETAR Modeli Hiperparametreleri

GBP/JPY (Great Britain Pound – Japanese Yen) Paritesi

SETAR Hyperparameters										
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Değer Sayısı	Eşik	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerinin Sayısı
GBP/JPY	D1	2	1	1	1	205.37	19685.44	2881		5762
	W1	2	0	1	1	175.67	5814.642	744		1488
	MN	2	1	1	1	197.61	1682.885	178		356
D1					W1					
Results of the grid search					Results of the grid search					
Results of the grid search										

*m: Modelin tümüne ait otoregresif mertebe

**Threshold Delay: Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi

***mL: Low regime mertebesi, mH: High regime mertbesi


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 205.37)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 175.67)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 197.61)

Tablo 24. GBP/JPY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

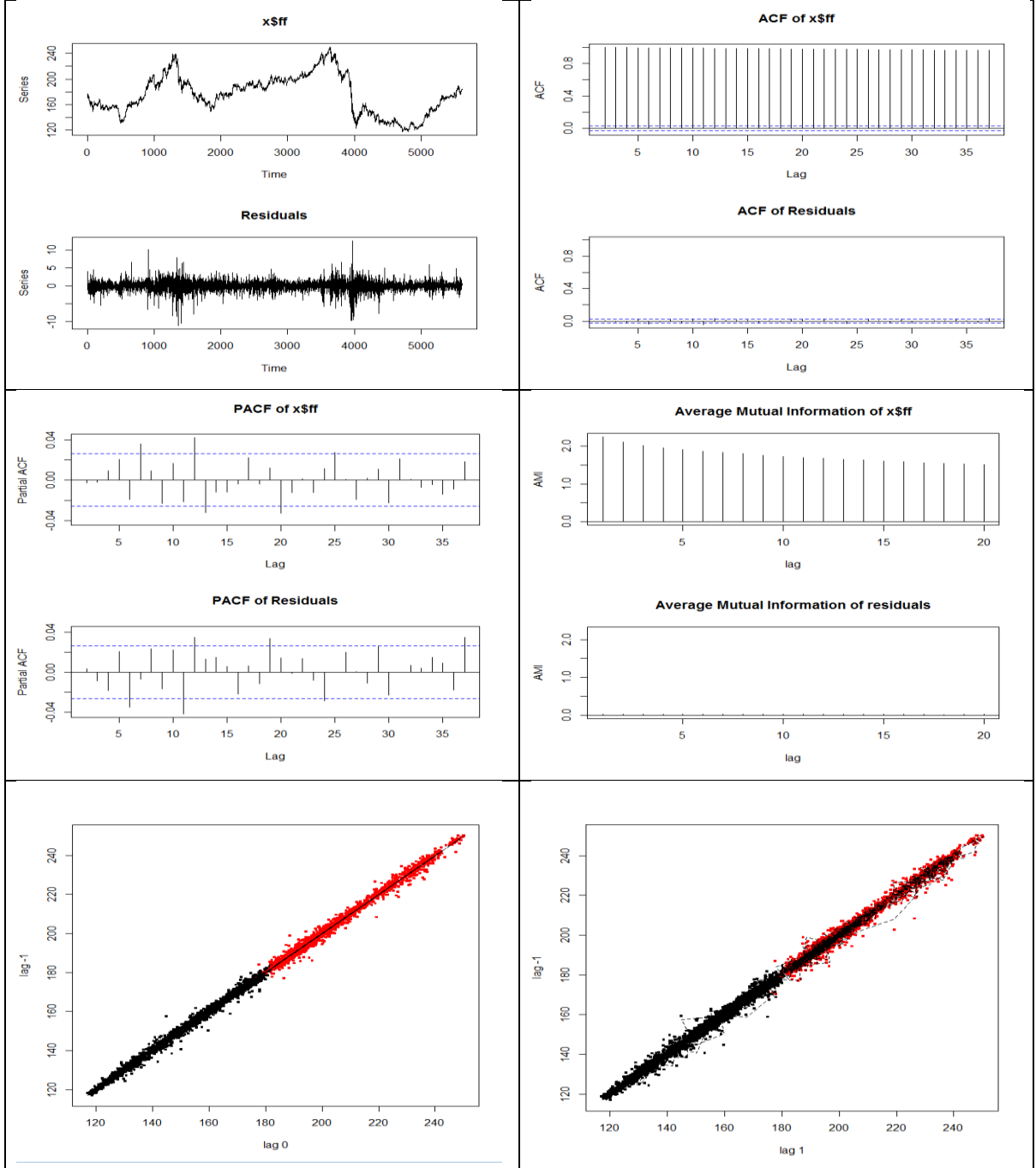
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
GBPJPY	D1	0.37289	0.99759	-	0.87842	0.99567	-	180.1	1.992
	W1	1.83136	0.98819	-	4.6258	0.9771	-	179.7	10.4
	MN	3.3586	0.9810	-	25.5549	0.88119	-	203.1	38.19
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	0.3728	0.2297	0.1046	0.8784	0.3531	0.0128*		
	phiL.1	0.9975	0.00149	0 ***	0.99567	0.00173	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	1.8313	1.1786	0.1205	4.6258	1.80119	0.0103*		
	phiL.1	0.9881	0.0076	0 ***	0.9771	0.00882	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	3.3586	2.9090	0.2493	25.554	13.9279	0.0676 .		
	phiL.1	0.9810	0.0172	0 ***	0.8811	0.06318	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

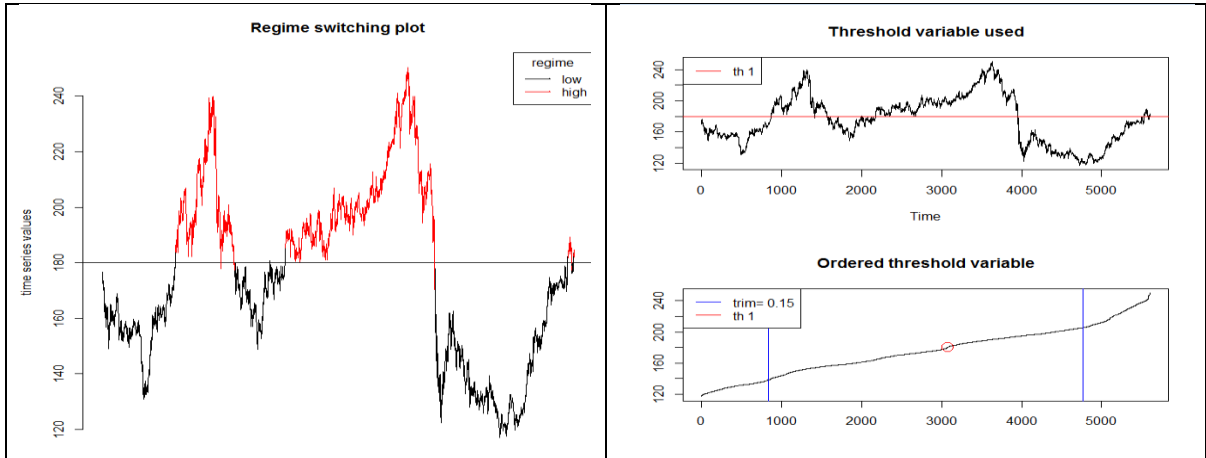
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

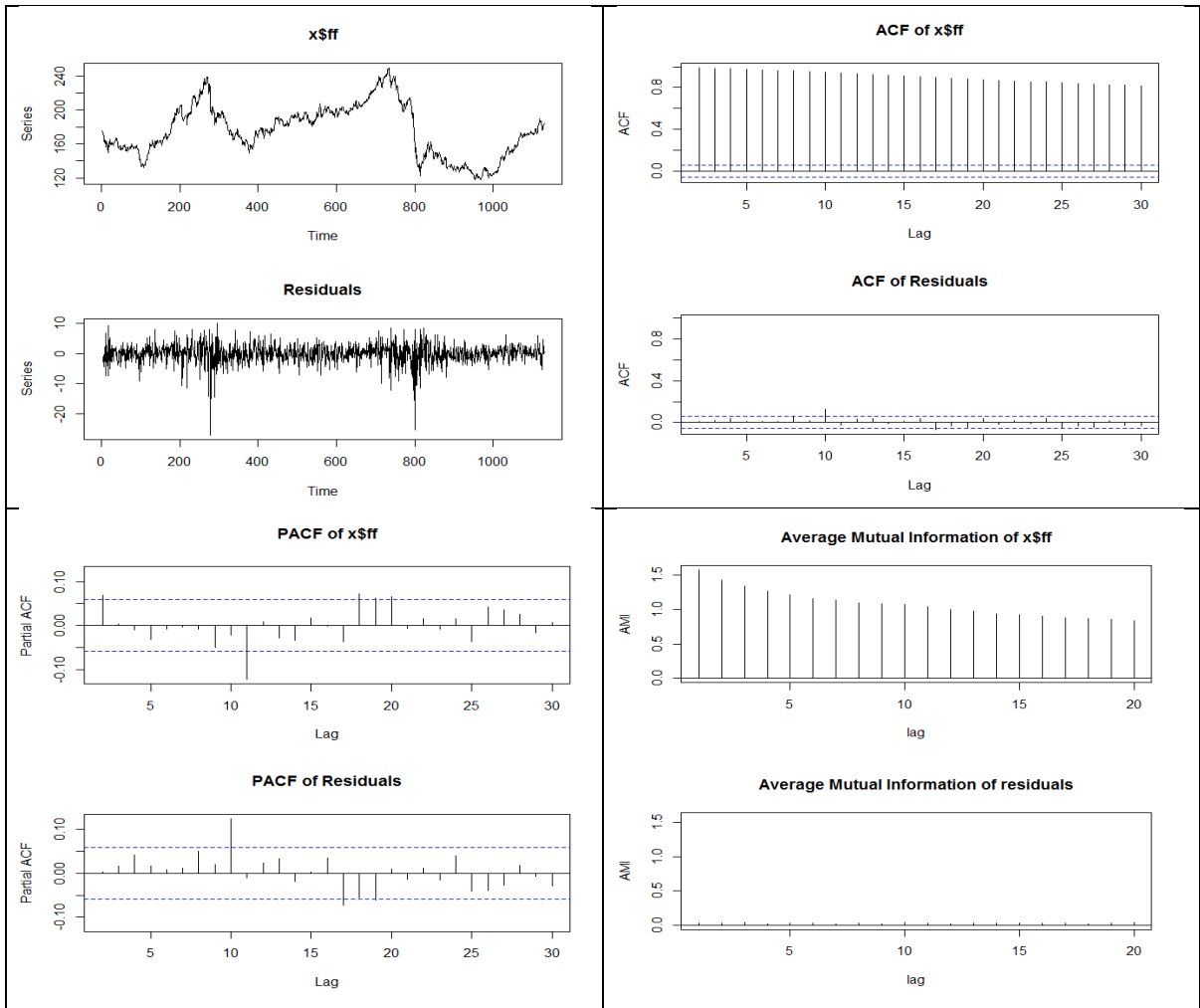
Tablo 25. GBP/JPY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

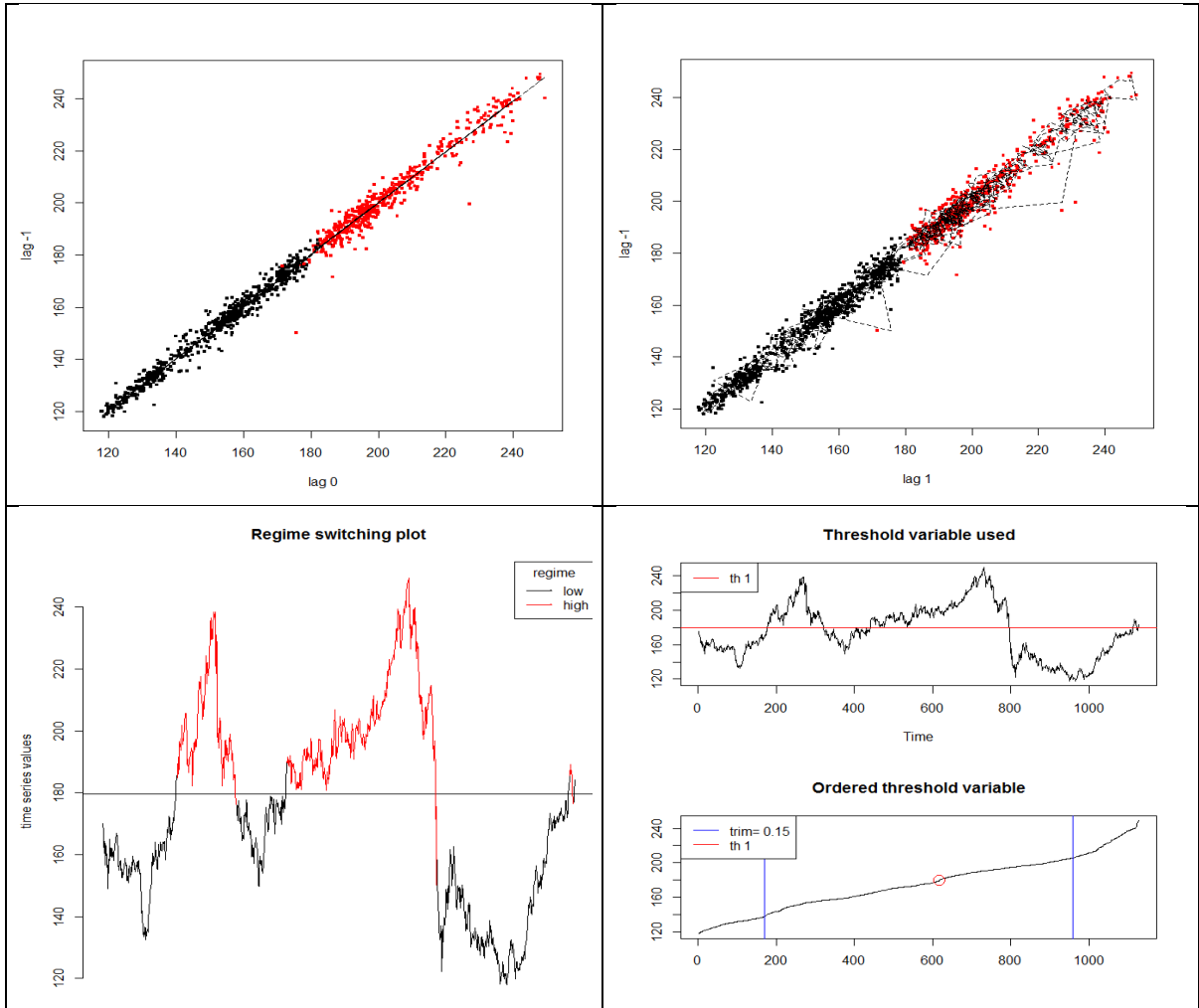
D1



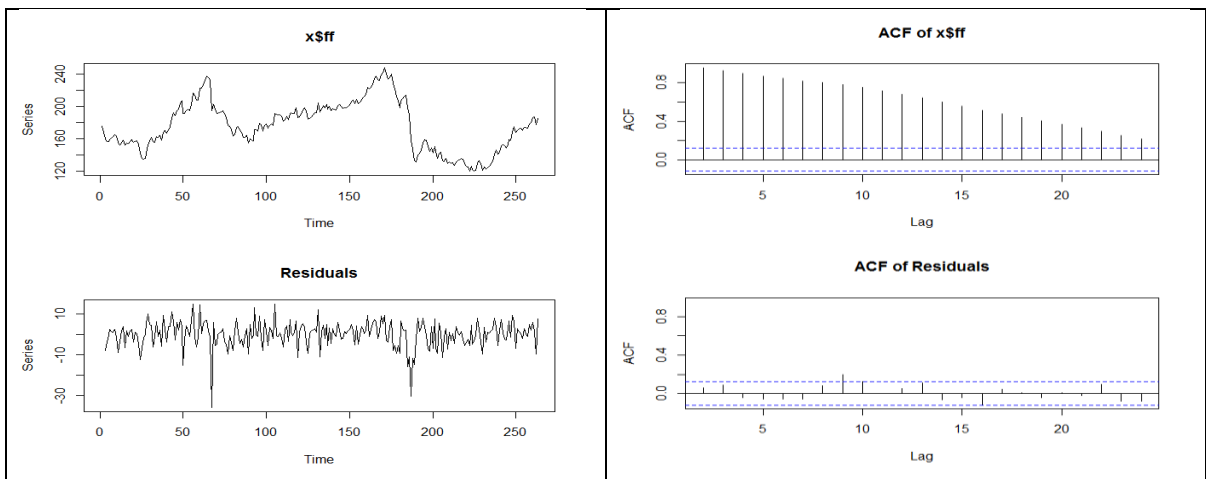


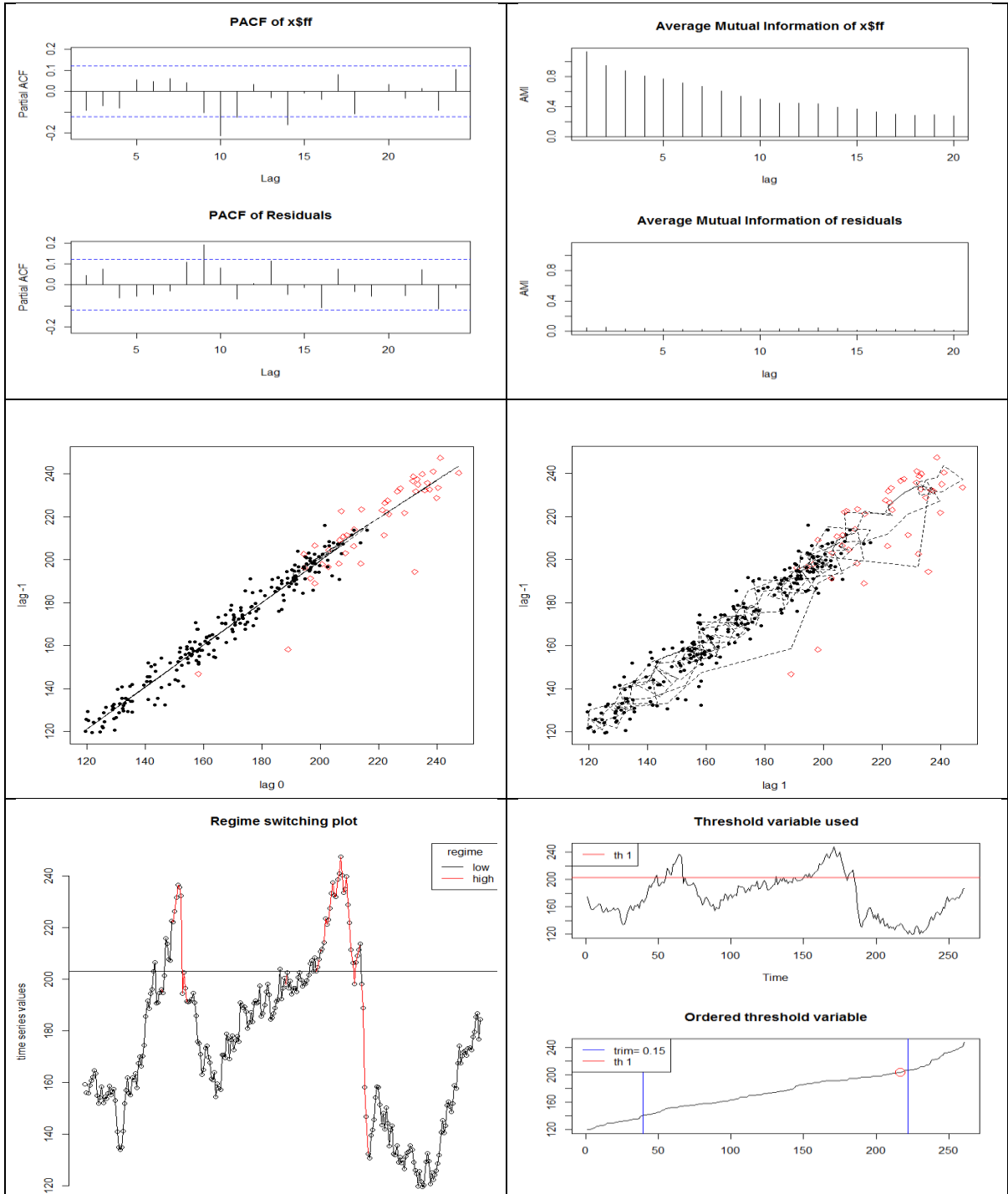
W1





MN





Tablo 26. GBP/USD - SETAR Modeli Hiperparametreleri
GBP/USD (Great Britain Pound – USD Dollar) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Değerlerin Sayısı
GBPUSD	D1	2	0	1	1	0,8013	-41745.46	2082	4164
	W1	2	1	1	1	0,8177	-6711.085	666	1332
	MN	2	1	1	1	0.8434	-1183.403	176	352

D1					W1				
<p>Results of the grid search</p>					<p>Results of the grid search</p>				
<p>Results of the grid search</p>									

***m: Modelin tümüne ait otoregresif mertbe**

****Threshold Delay: Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi**

*****mL: Low regime mertbesi, mH: High regime mertbesi**


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değeri:0, eşik değeri:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değeri: 0, eşik değeri: 0,8013)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değeri: 1, eşik değeri: 0,8177)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değeri: 1, eşik değeri: 0.8434)

Tablo 27. GBP/USD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

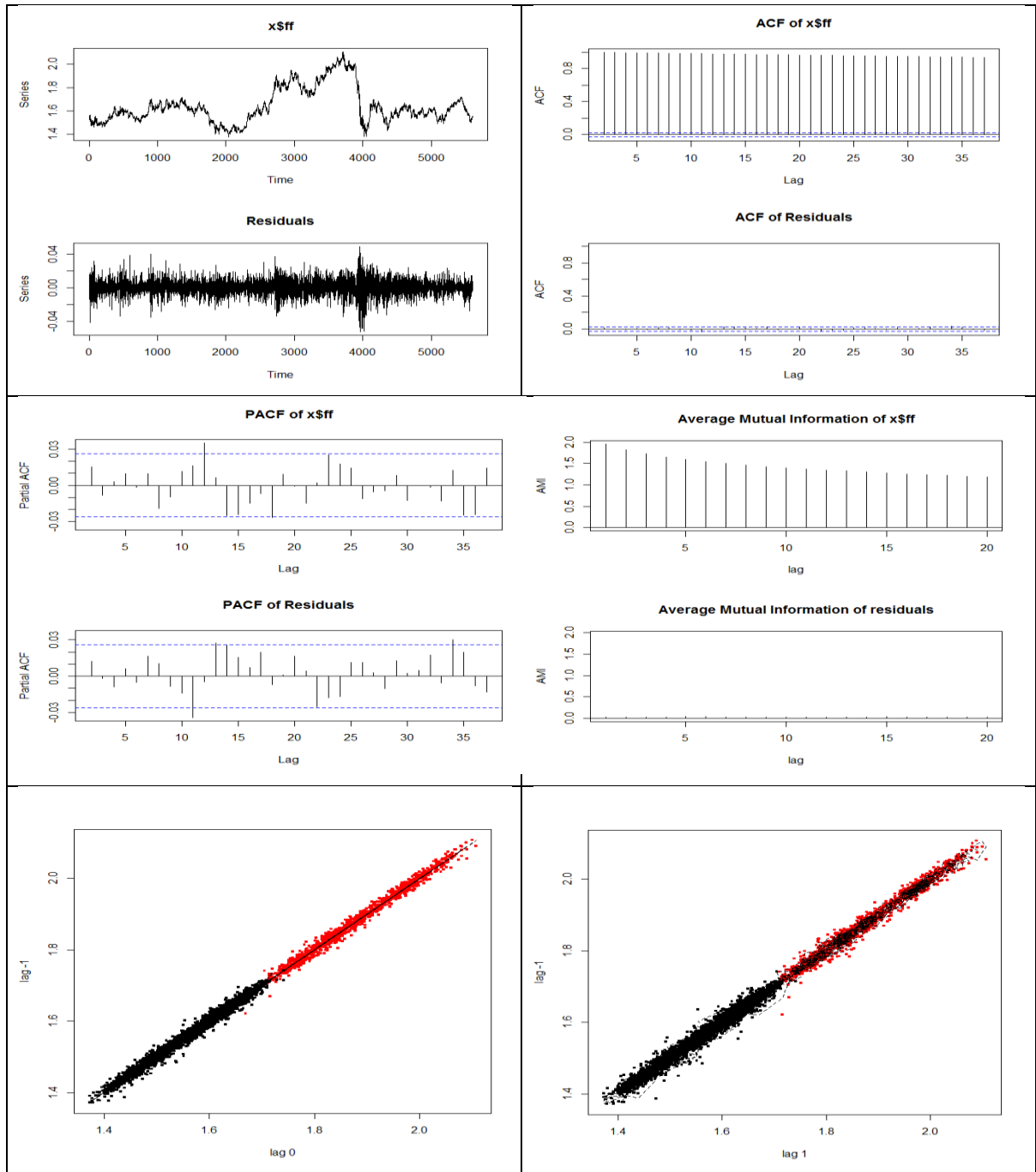
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
GBPUSD	D1	0.01037	0.993404	-	0.00871	0.995335	-	1.715	8.035e-05
	W1	0.054098	0.96553	-	0.057674	0.96936	-	1.711	0.000393
	MN	0.004265	1.00379	-	0.00296	0.99527	-	1.57	0.00139
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	0.01037	0.00294	0 ***	0.00871	0.00505	0.08491		
	phiL.1	0.99340	0.00187	0 ***	0.99533	0.00268	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	0.0540	0.01460	0.0002***	0.05767	0.02450	0.018 *		
	phiL.1	0.96553	0.00929	0 ***	0.96936	0.01300	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	0.00426	0.10632	0.9680	0.00296	0.0352	0.9329		
	phiL.1	1.00379	0.0702	0 ***	0.99527	0.0204	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

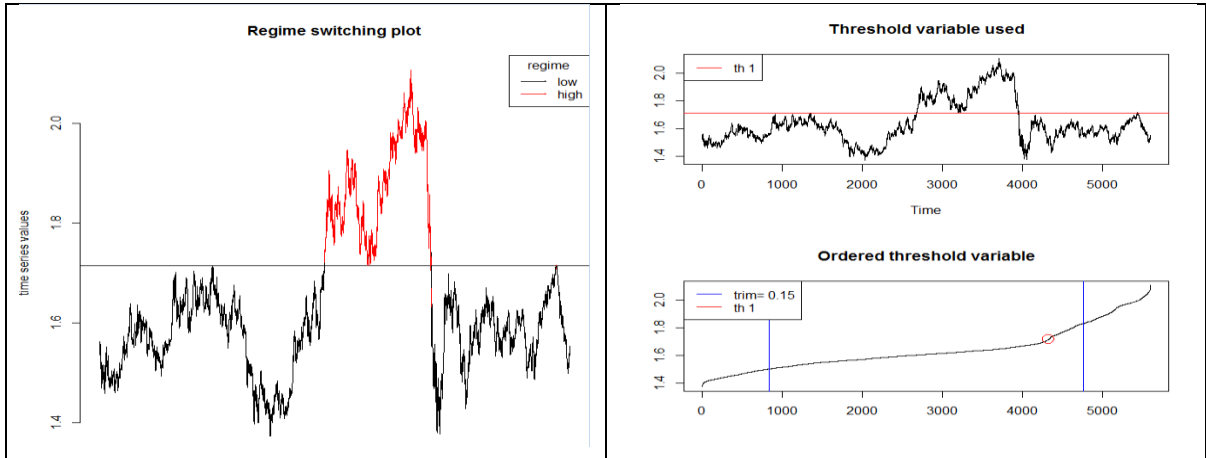
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

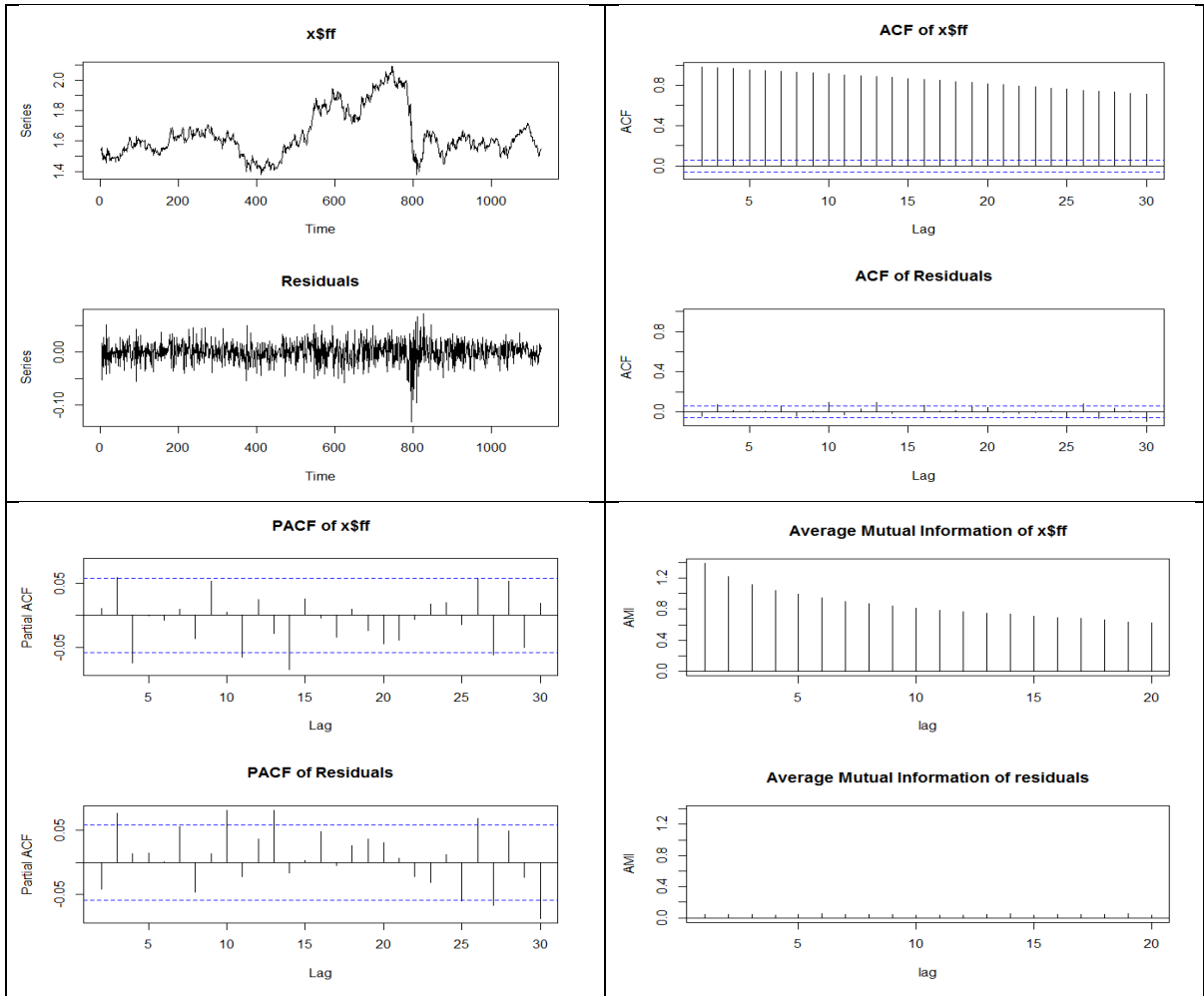
Tablo 28. GBP/USD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

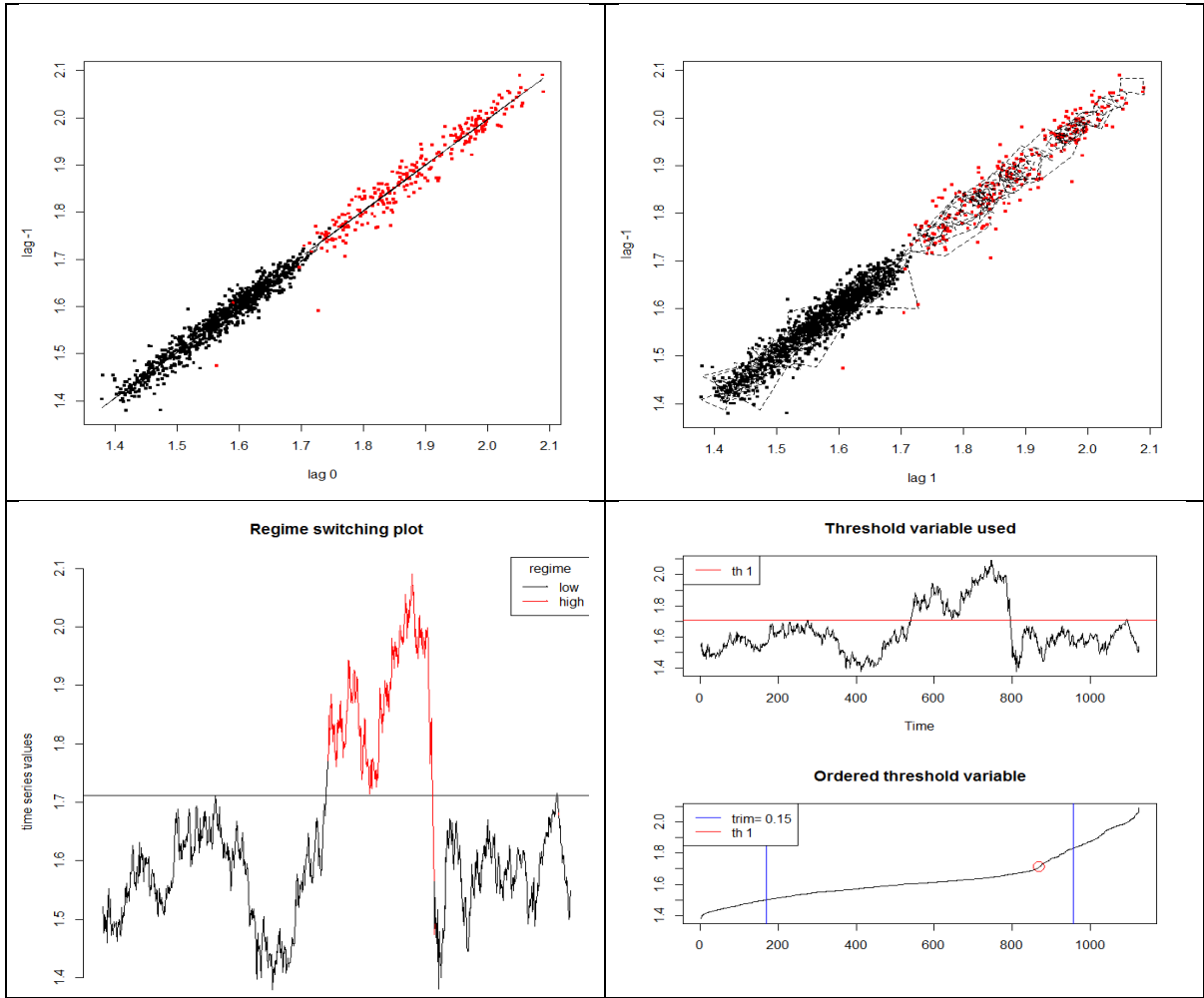
D1



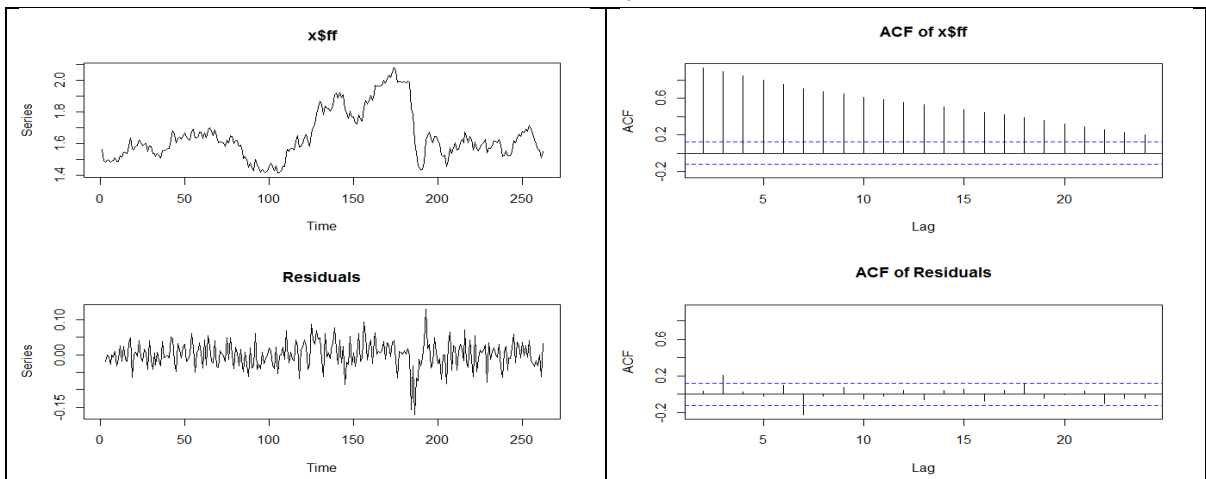


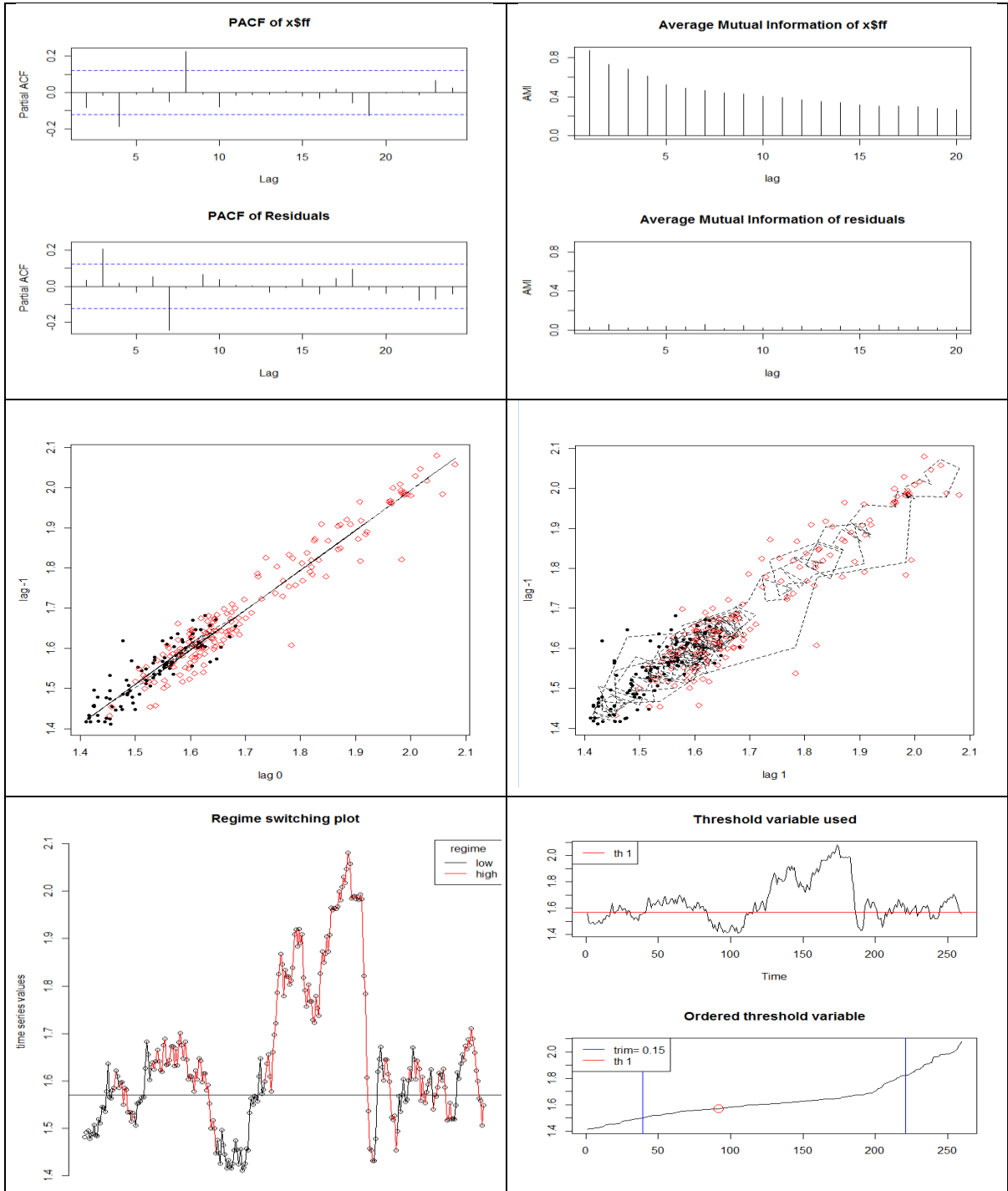
W1





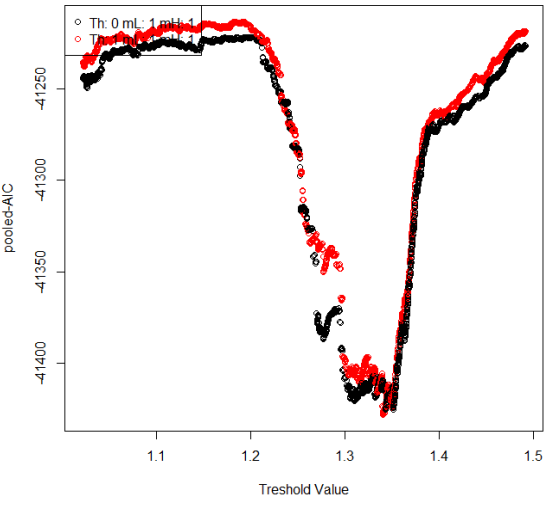
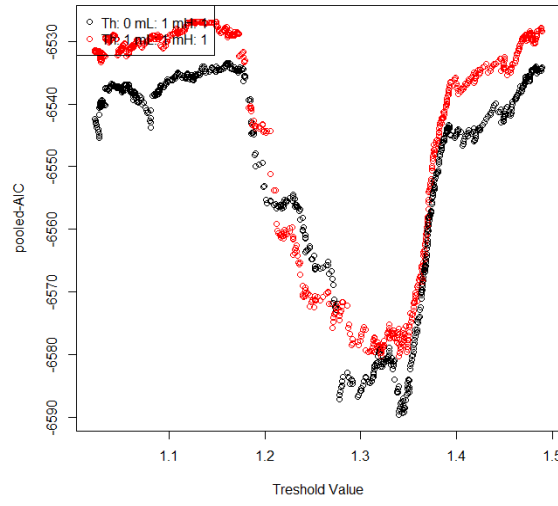
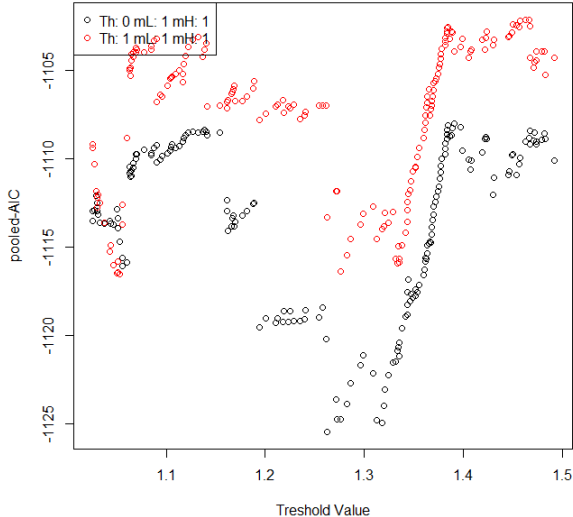
MN





Tablo 29. USD/CAD - SETAR Modeli Hiperparametreleri

USD/CAD (USD Dollar – Canadian Dollar) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerin Sayısı
USDCAD	D1	2	1	1	1	1.3406	-41428.22	2411	4822
	W1	2	0	1	1	1.3396	-6589.630	690	1380
	MN	2	0	1	1	1.2628	-1125.495	180	360
D1					W1				
Results of the grid search					Results of the grid search				
									
Results of the grid search									
									

***m:** Modelin tümüne ait otoregresif mertebe

****Threshold Delay:** Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi

*****mL:** Low regime mertebesi, **mH:** High regime mertbesi


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte kırmızı serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 1, eşik değer: 1.3406)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 1.3396)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 1.2628)

Tablo 30. USD/CAD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

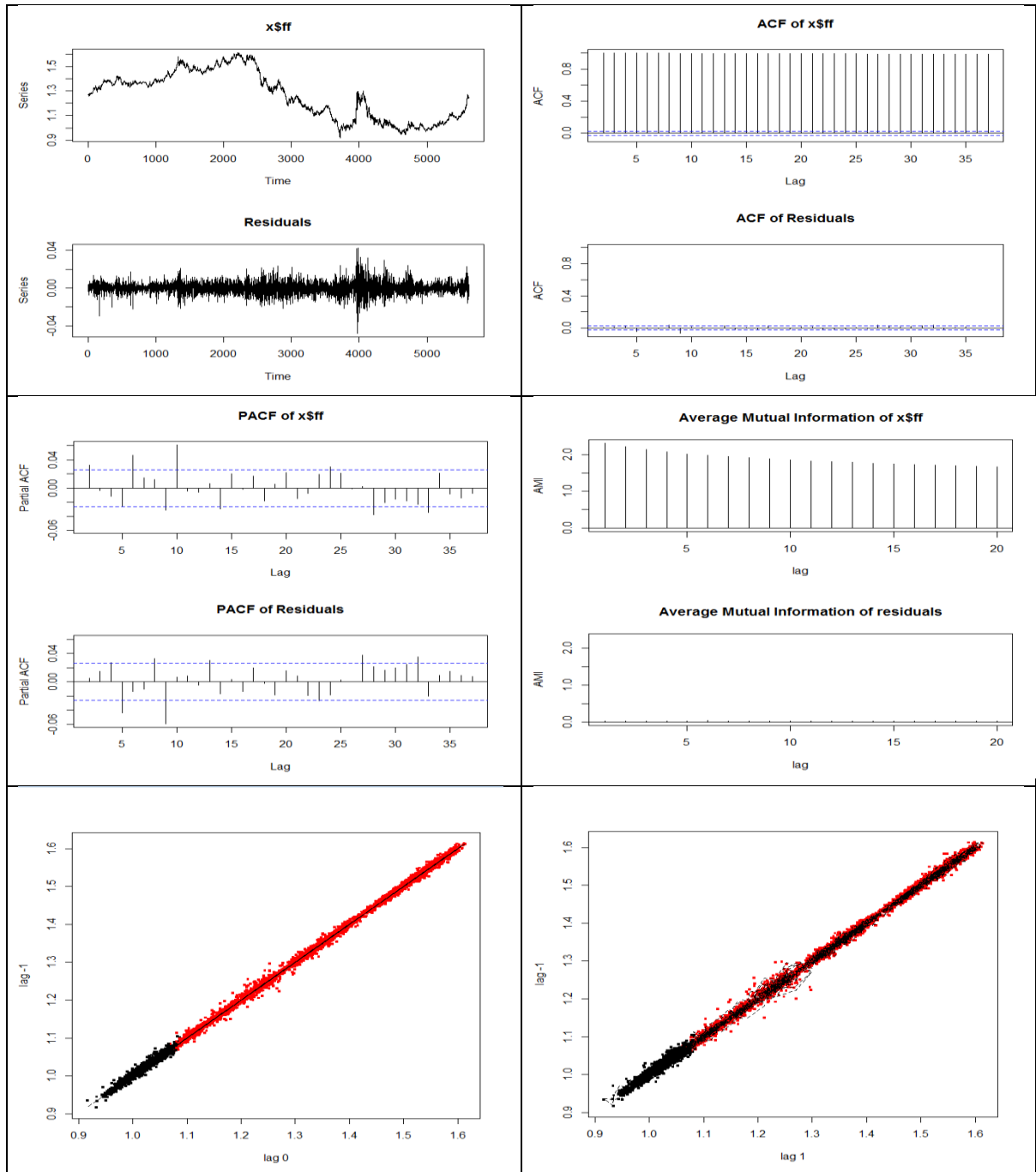
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
USDCAD	D1	0.01703	0.98330	-	0.00087	0.999335	-	1.077	3.77e-05
	W1	0.08270	0.91887	-	0.00465	0.996499	-	1.08	0.000176
	MN	0.07914	0.92701	-	0.05100	0.96428	-	1.276	0.000795
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	0.01703	0.00533	0.001 **	0.0008	0.00089	0.32788		
	phiL.1	0.98330	0.00523	0 ***	0.9993	0.00065	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	0.08270	0.02531	0.001**	0.0046	0.00435	0.2855		
	phiL.1	0.91887	0.02485	0***	0.9964	0.00320	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	0.0791	0.03169	0.0131 *	0.0510	0.04061	0.2103		
	phiL.1	0.9270	0.02911	0 ***	0.9642	0.0283	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

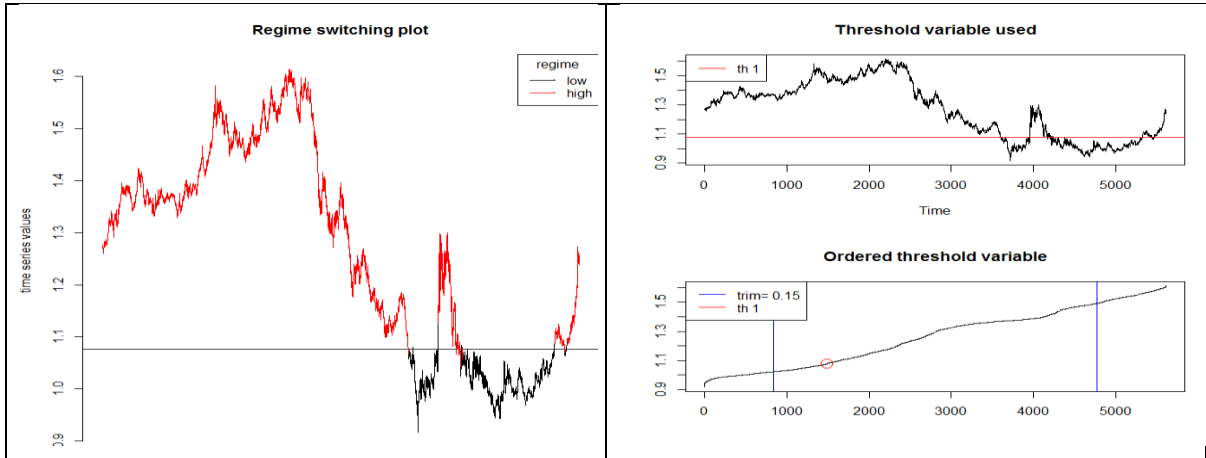
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

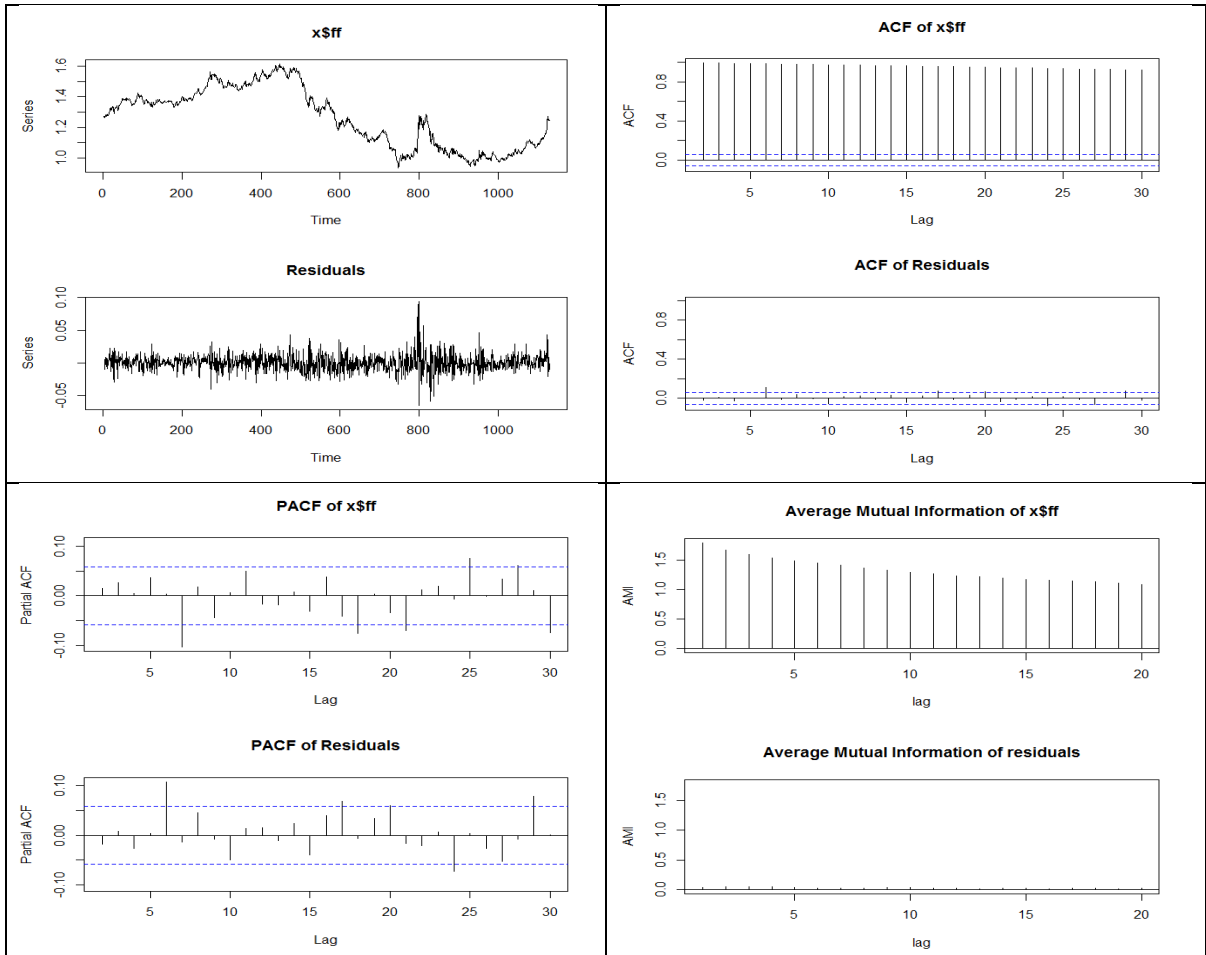
Tablo 31. USD/CAD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

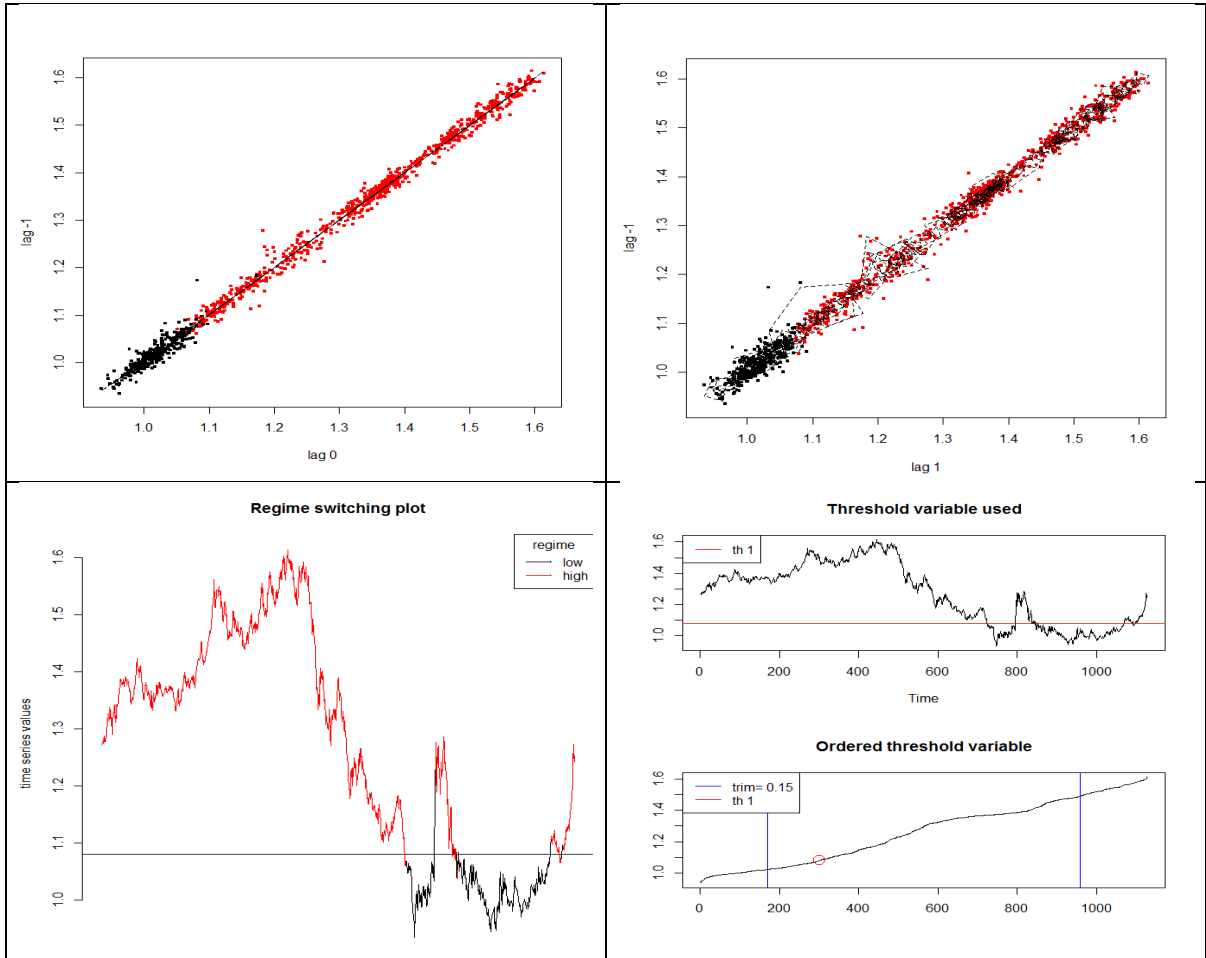
D1



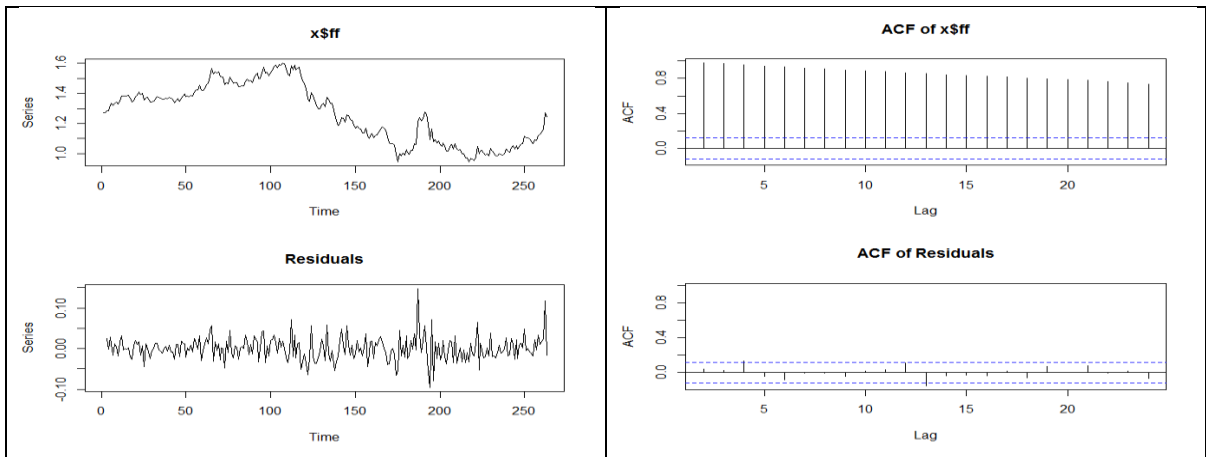


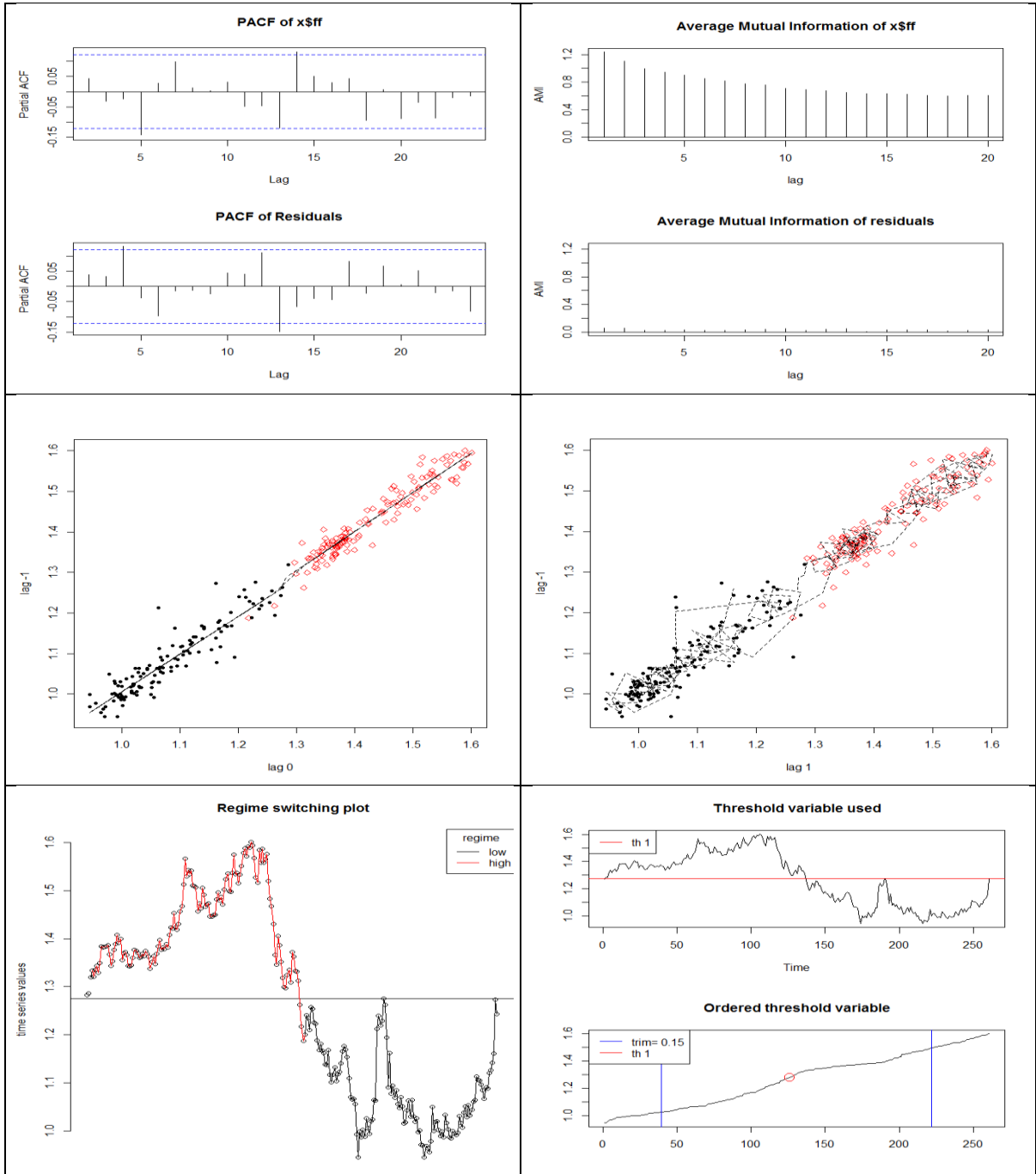
W1





MN





Tablo 32. EUR/USD - SETAR Modeli Hiperparametreleri

EUR/USD (Euro – USD Dollar) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerin Sayısı
EURUSD	D1	2	0	1	1	1.0915	-27133.74	1954	3908
	W1	2	0	1	1	1.32480	-4183.613	498	996
	MN	2	0	1	1	1.38060	-678.8609	124	248
D1					W1				
Results of the grid search					Results of the grid search				
Results of the grid search									

***m: Modelin tümüne ait otoregresif mertebe**

****Threshold Delay: Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi**

*****mL: Low regime mertbesi, mH: High regime mertbesi**

Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 1.0915)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 1.32480)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 1.38060)

Tablo 33. EUR/USD - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

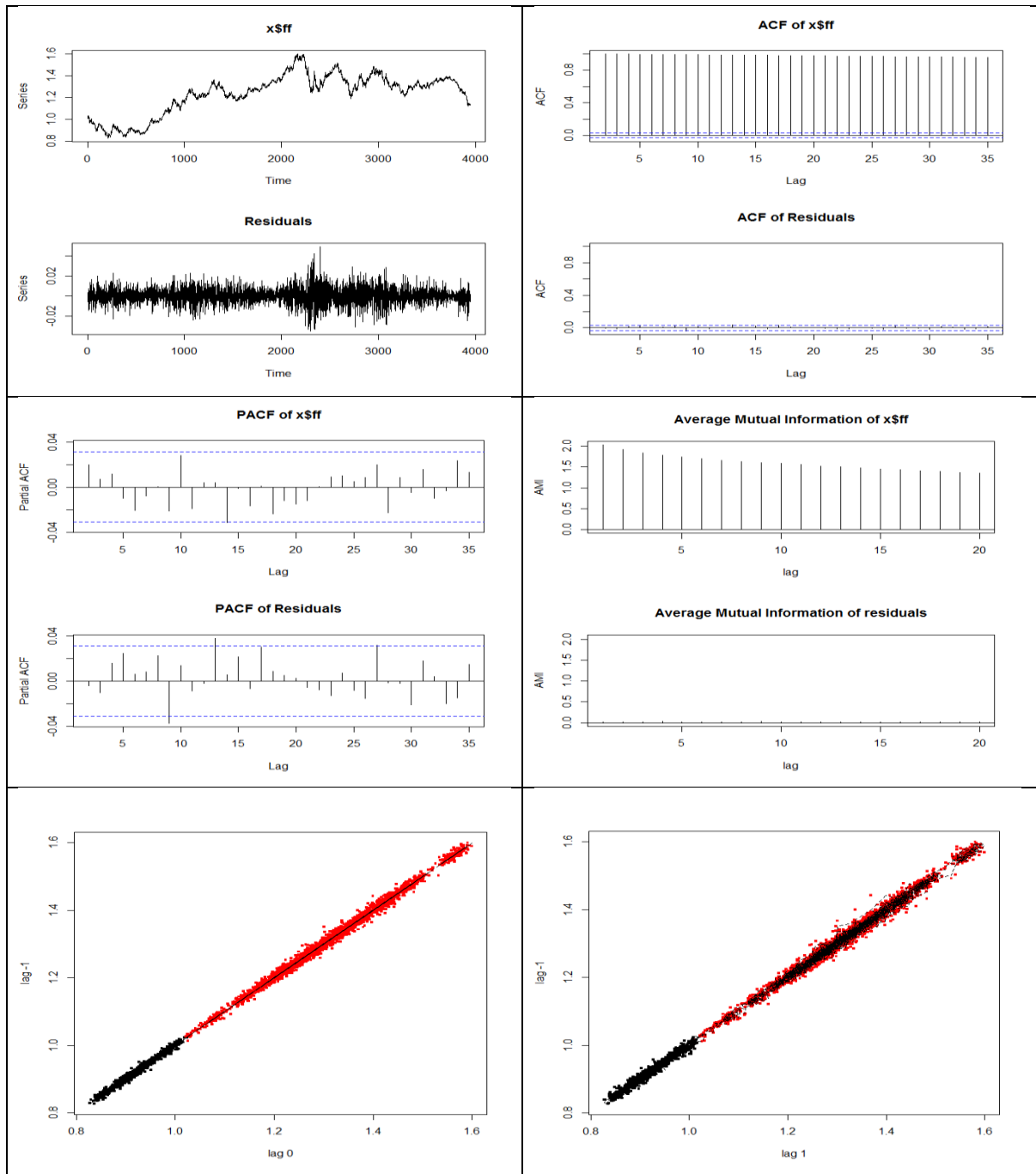
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
EURUSD	D1	0.008094	0.991197	-	0.004810	0.996353	-	1.017	6.125e-05
	W1	0.03896	0.957703	-	0.02339	0.98226	-	1.013	0.0002993
	MN	0.15693	0.829344	-	0.11794	0.91075	-	0.9912	0.00135
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	0.00809	0.00566	0.15287	0.00481	0.00172	0.005425 **		
	phiL.1	0.99119	0.00615	0 ***	0.99635	0.00131	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	0.03896	0.028179	0.16709	0.02339	0.00859	0.006628 **		
	phiL.1	0.95770	0.03060	0 ***	0.98226	0.00653	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	0.15693	0.13341	0.24103	0.11794	0.03743	0.00191 **		
	phiL.1	0.82934	0.14555	0 ***	0.91075	0.0284	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

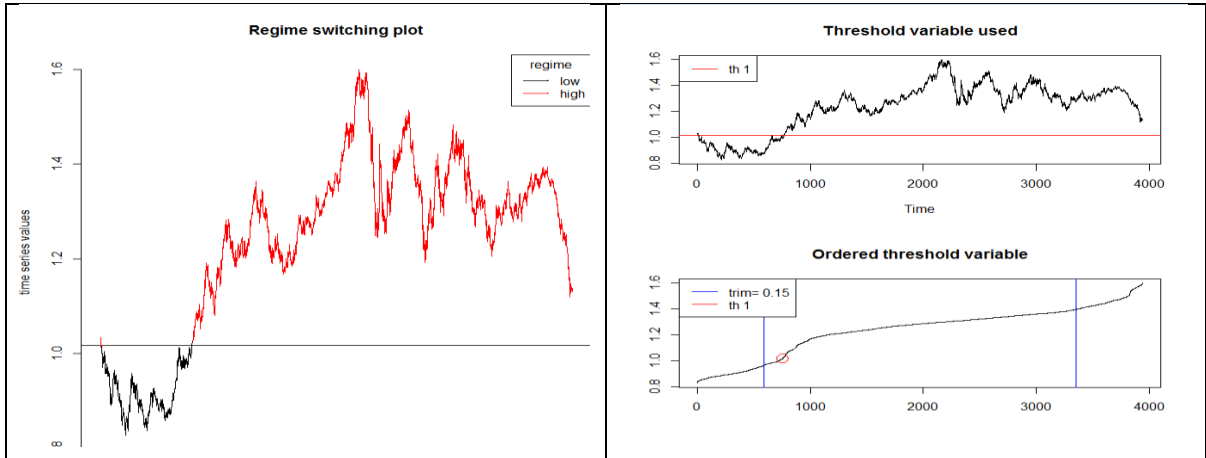
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

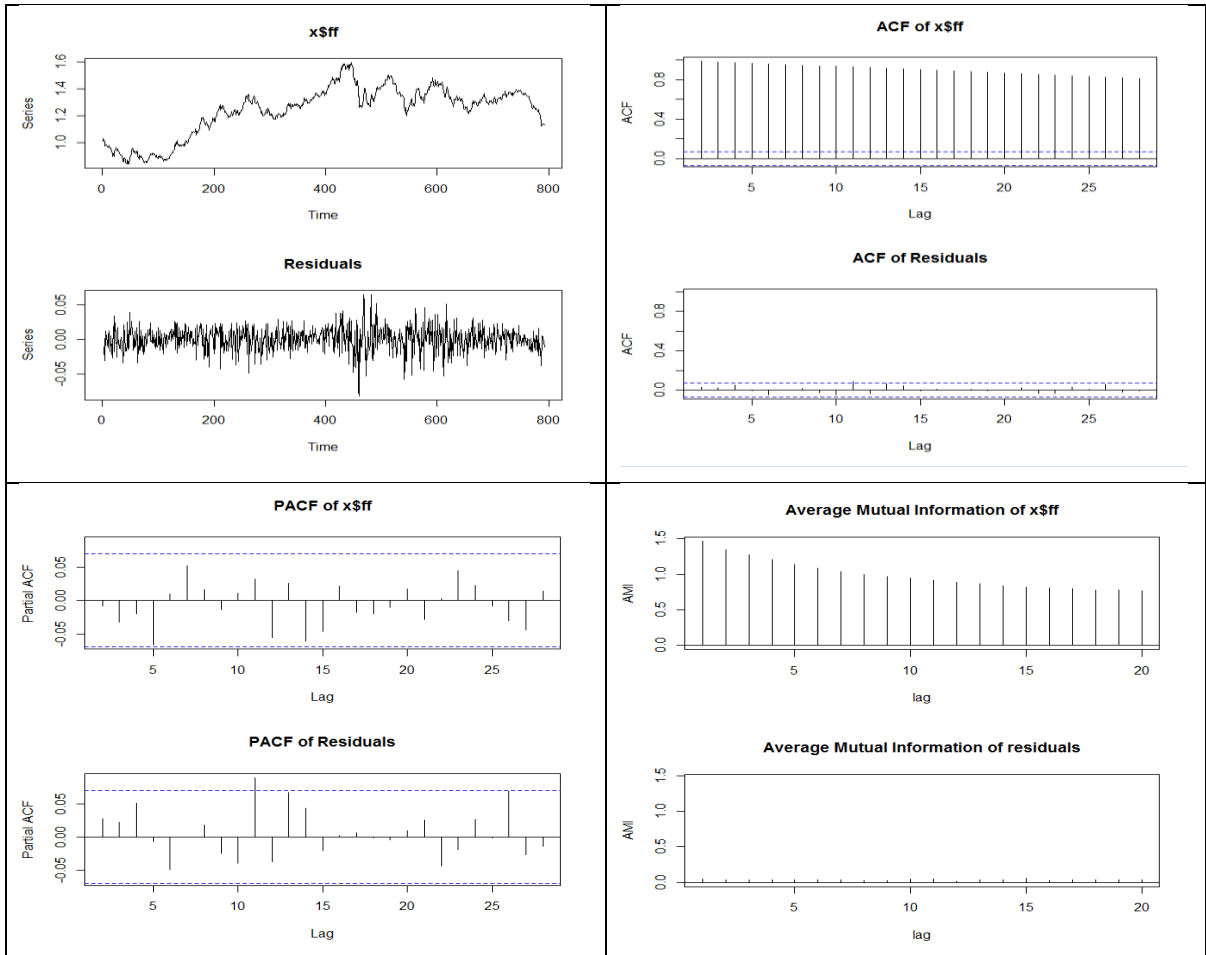
Tablo 34. EUR/USD - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

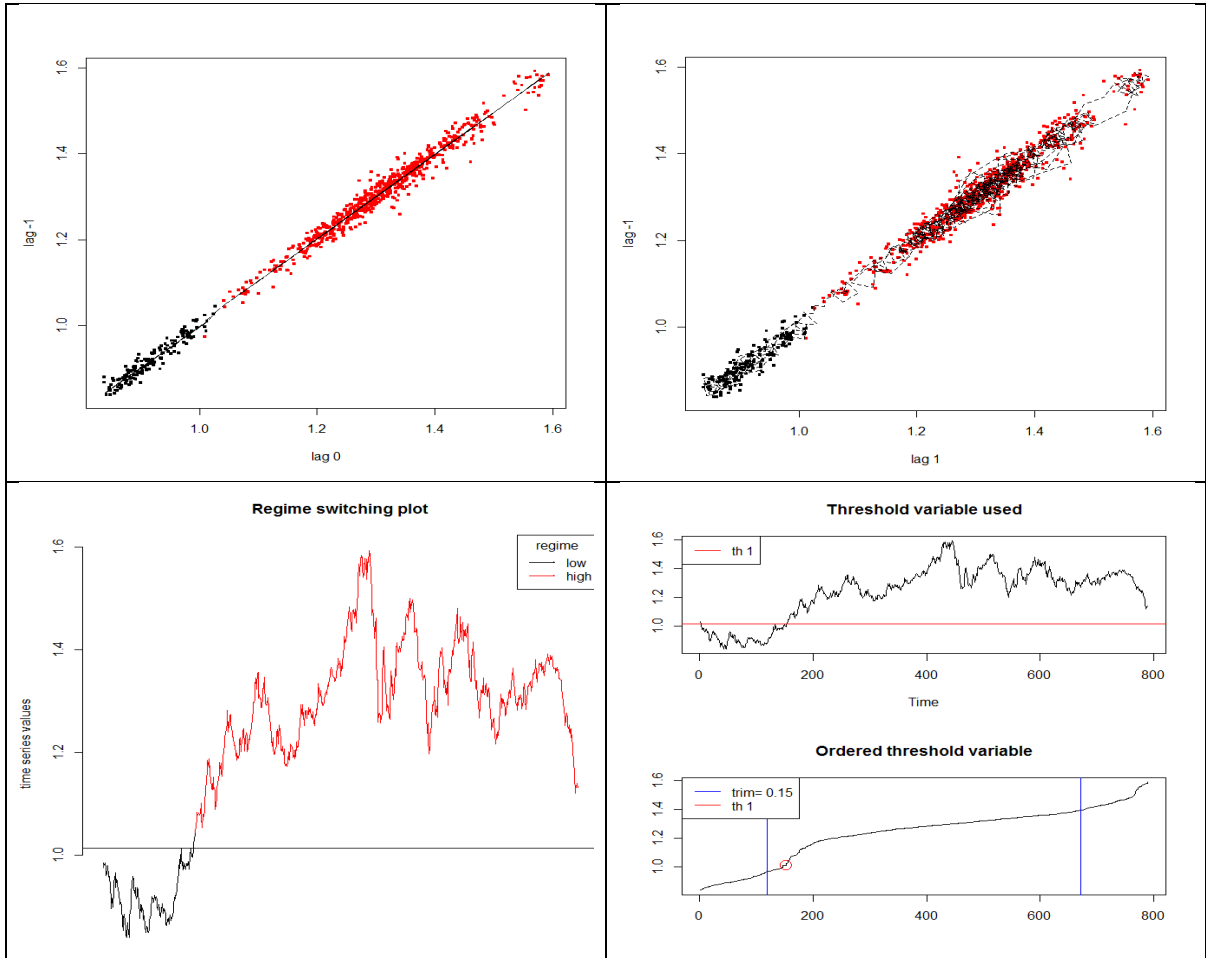
D1



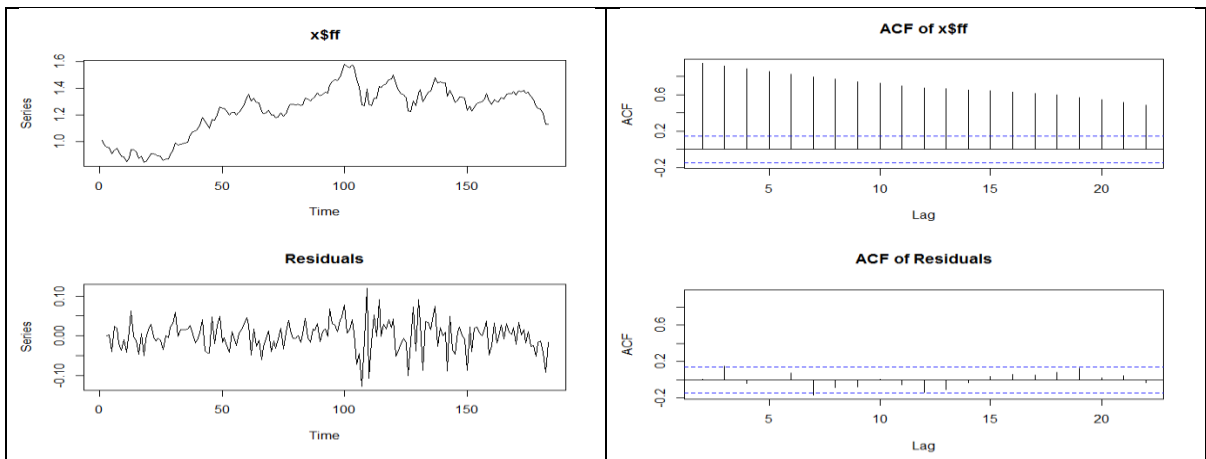


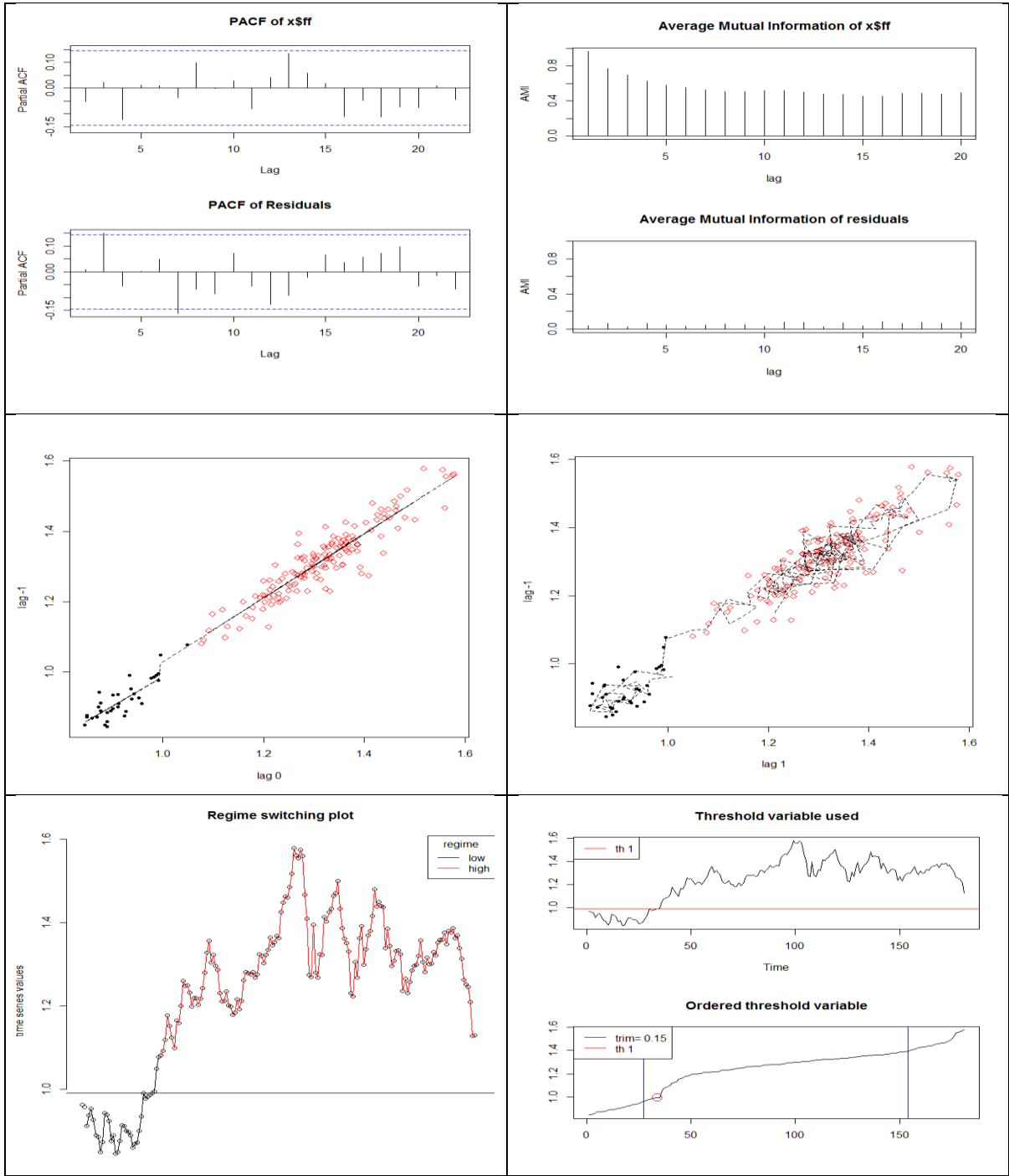
W1





MN





Tablo 35. EUR/TRY - SETAR Modeli Hiperparametreleri

EUR/TRY (Euro – Turkish Lira) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Değerlerin Sayısı
EURTRY	D1	2	0	1	1	2.3985	-6493.028	738	1476
	W1	2	0	1	1	2.5729	-977.2308	168	336
	MN	2	0	1	1	2.4898	-154.7870	38	76

D1					W1				
<p>Results of the grid search</p>					<p>Results of the grid search</p>				
<p>Results of the grid search</p>									

*m: Modelin tümüne ait otoregresif mertebe

**Threshold Delay: Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi

***mL: Low regime mertebesi, mH: High regime mertbesi


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 2.3985)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 2.5729)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 2.4898)

Tablo 36. EUR/TRY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

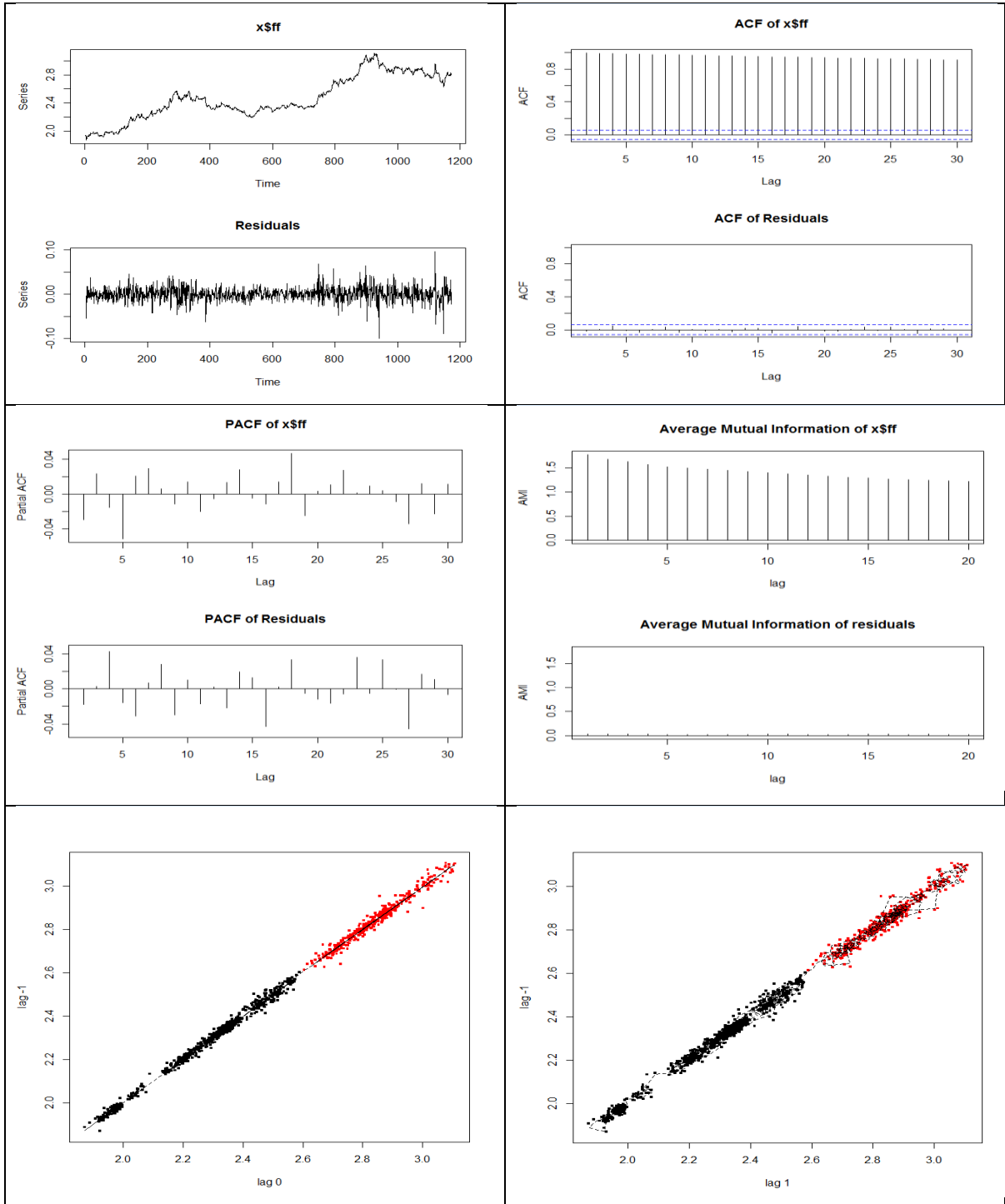
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
EURTRY	D1	0.01015	0.99591	-	0.06689	0.97666	-	2.575	0.0002534
	W1	0.04638	0.98144	-	0.27188	0.9052	-	2.573	0.00107
	MN	0.192976	0.92151	-	0.78153	0.72827	-	2.49	0.00313
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	0.01015	0.00765	0.18488	0.06689	0.021021	0.00149**		
	phiL.1	0.99591	0.00334	0***	0.97666	0.00739	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	0.0463	0.03352	0.16778	0.27188	0.09364	0.00403**		
	phiL.1	0.9814	0.0146	0***	0.90529	0.03292	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	0.19297	0.1370	0.1649	0.78153	0.26237	0.0043**		
	phiL.1	0.92151	0.06021	0***	0.72827	0.092895	0***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

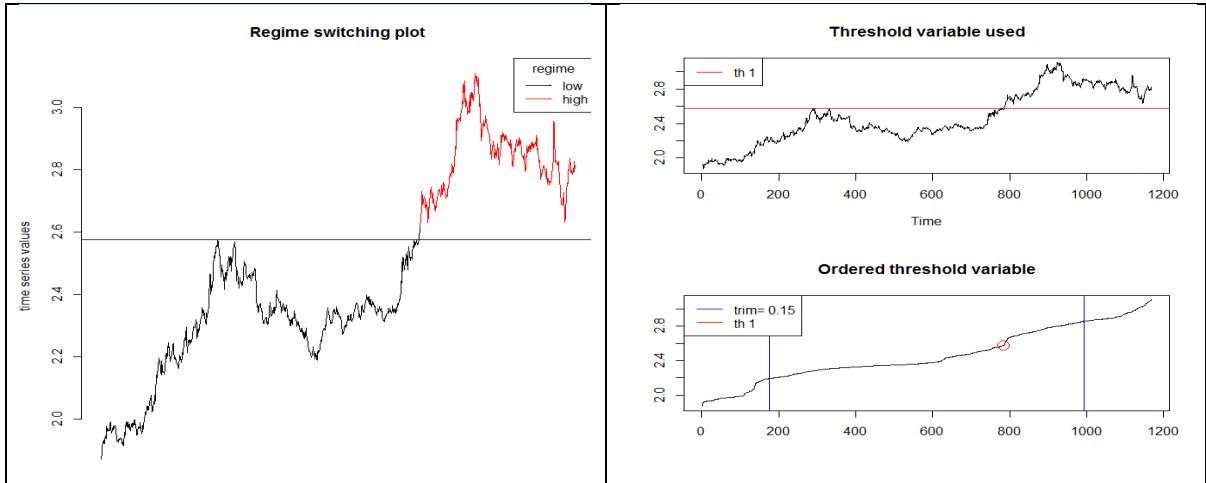
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

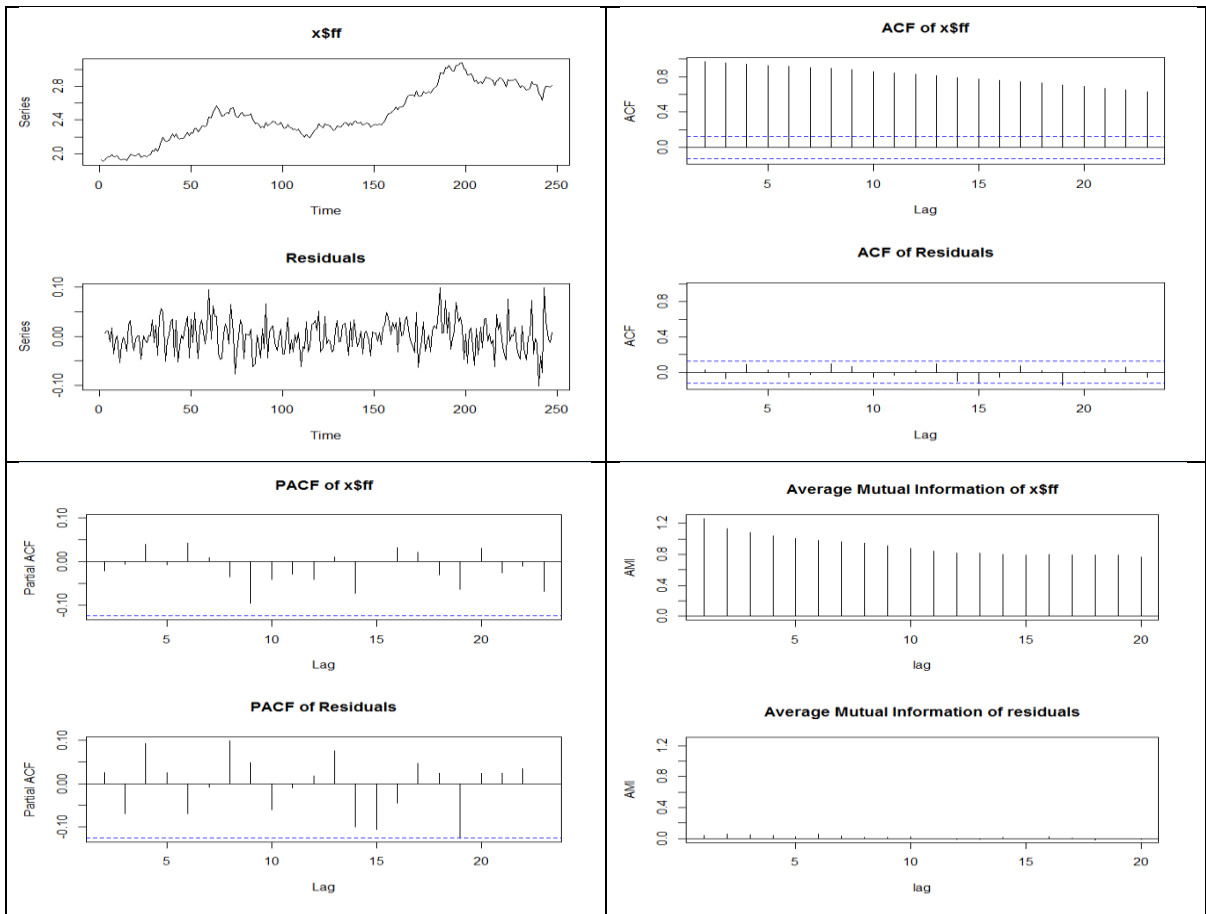
Tablo 37. EUR/TRY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

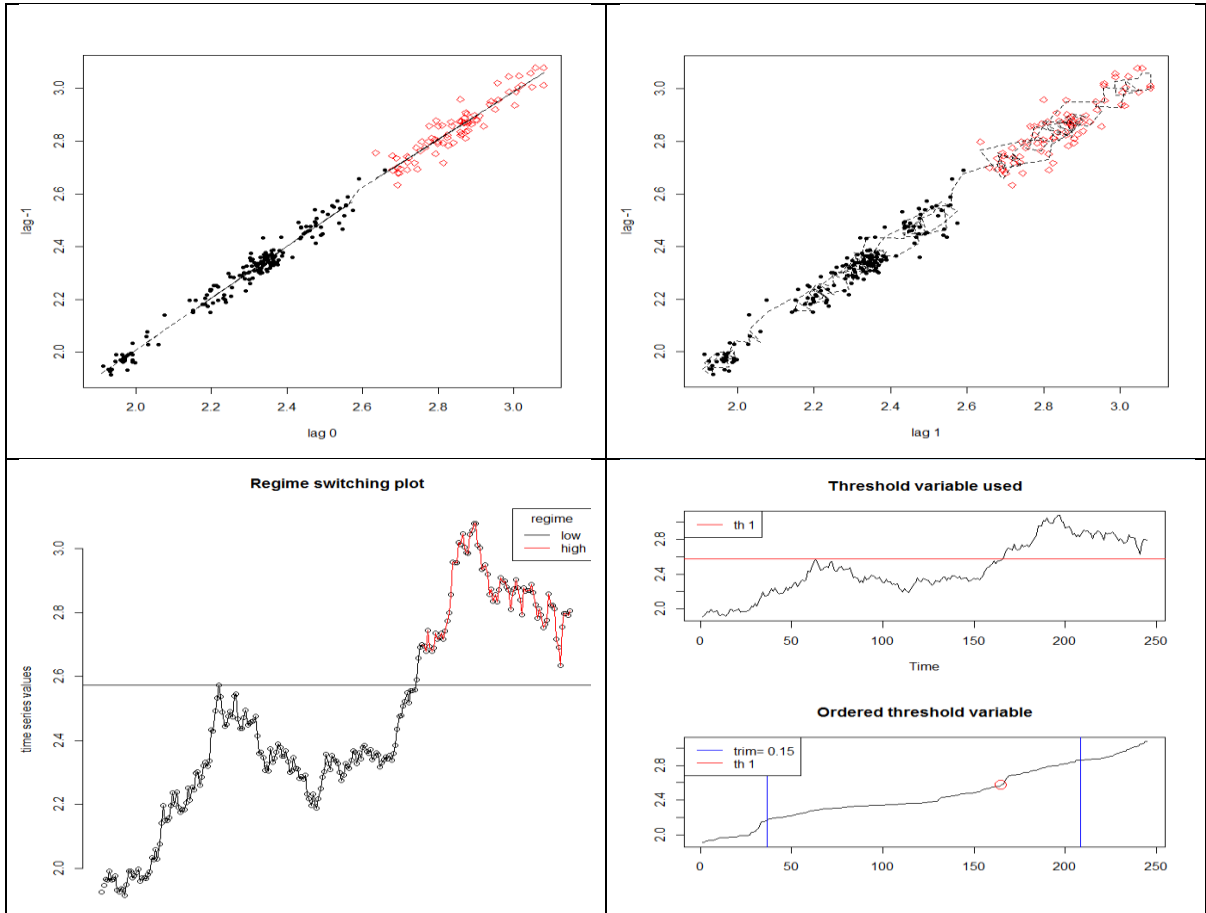
D1



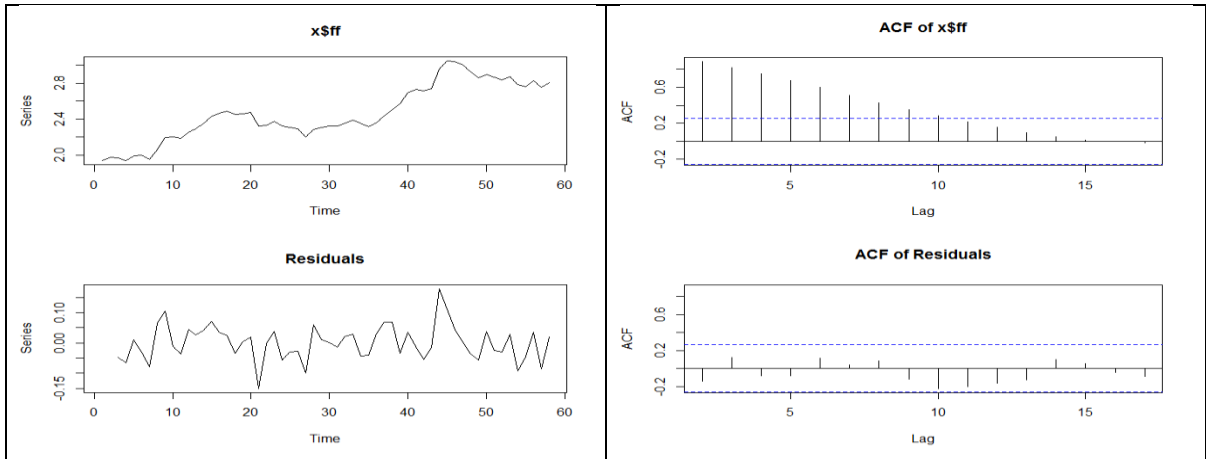


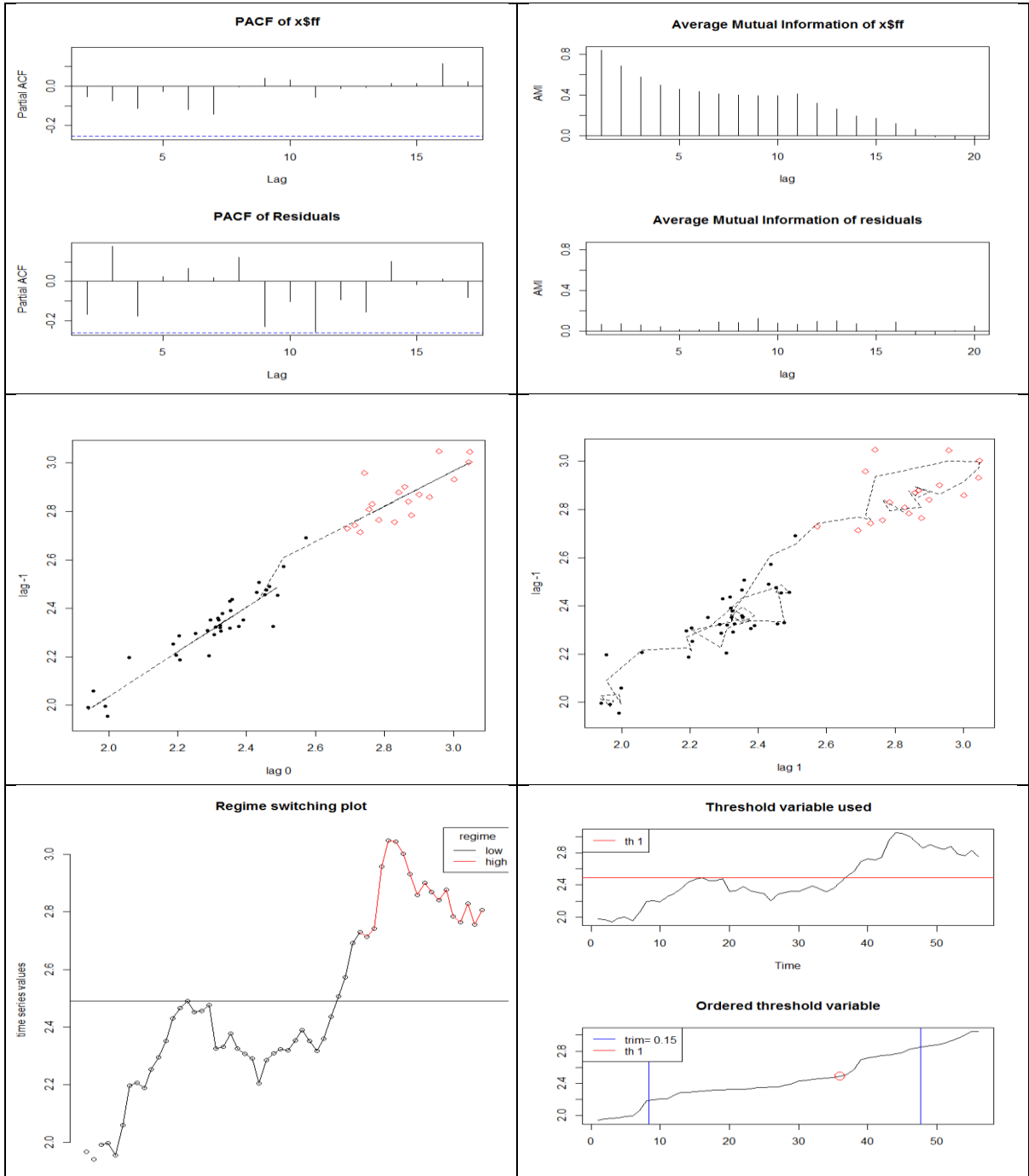
W1





MN





Tablo 38. USD/TRY - SETAR Modeli Hiperparametreleri

USD/TRY (USD Dollar – Turkish Lira) Paritesi

SETAR Hyperparameters									
Parite		m	Threshold Delay	mL	mH	Threshold Value	Pooled AIC	Muhtemel Eşik Değer Sayısı	Hiperparametrelerle Denenen Eşik Değerlerin Sayısı
USDTRY	D1	2	0	1	1	2.1722	-7107.389	719	1438
	W1	2	0	1	1	1.8269	-1091.849	162	324
	MN	2	0	1	1	1.7685	-156.5893	38	76

D1					W1				
<p>Results of the grid search</p>					<p>Results of the grid search</p>				
<p>Results of the grid search</p>									

***m:** Modelin tümüne ait otoregresif mertebe

****Threshold Delay:** Kendinden uyarımlı modelin gecikme seviyesi

*****mL:** Low regime mertebesi, **mH:** High regime mertebesi


Grafiklerin bulunduğu tabloya dikkat edilirse, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için hiper parametrelerin seçilmesinde AIC bilgi kriteri her iki eşik değişkeni alternatifi (eşik değer:0, eşik değer:1) için irdelenmiştir.

D1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 2.1722)

W1 zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 1.8269)

MN zaman periyodu için bilgi kriterinin değerini minimum eden eşik değişken, grafikte siyah serpilmeye ait örüntüyü işaret etmektedir. (Eşik değişken: 0, eşik değer: 1.7685)

Tablo 39. USD/TRY - SETAR Modeli Tahmini ve Katsayı İstatistikleri

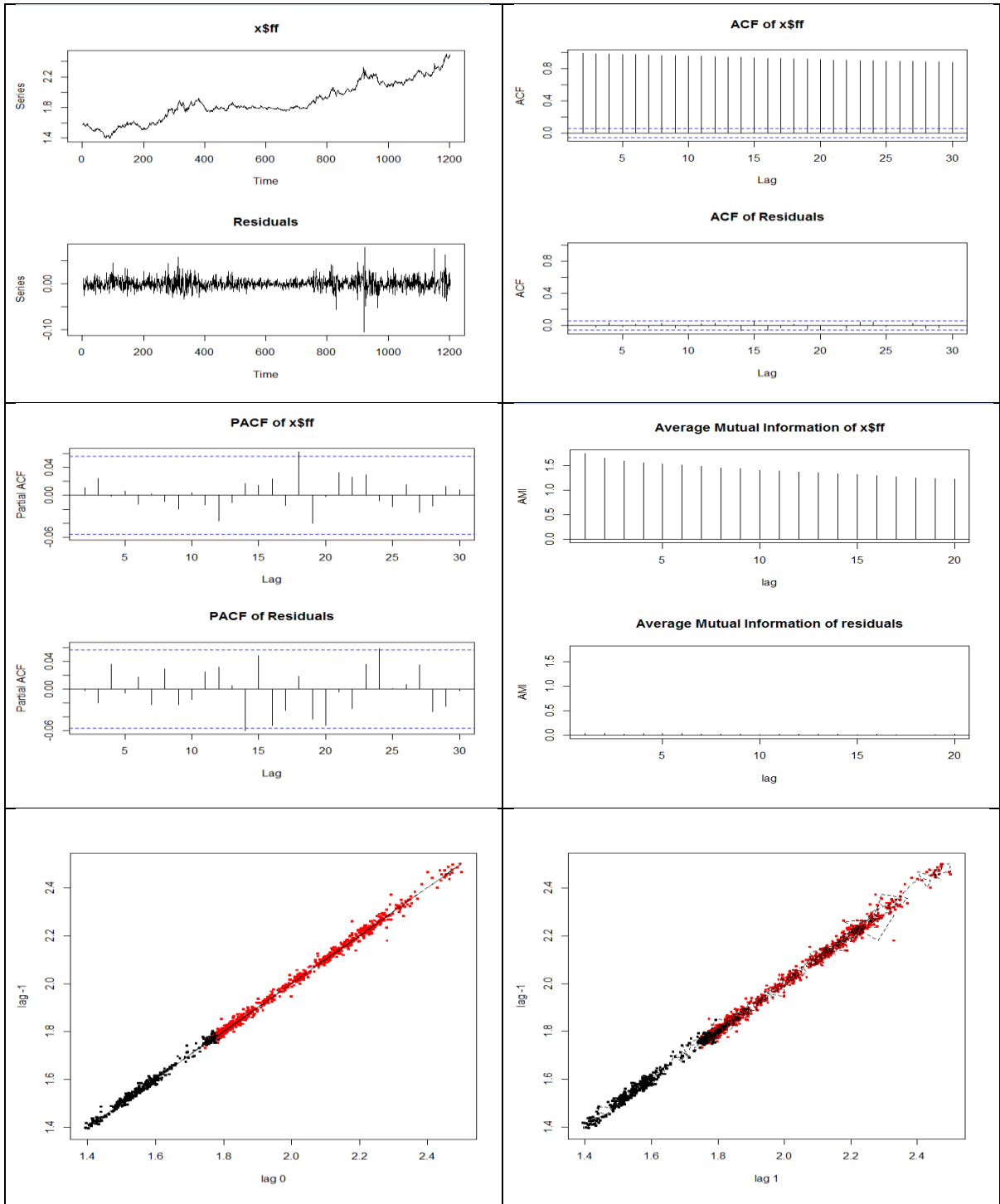
SETAR Modeli									
Parite		Low Regime			High Regime			Threshold Value	Residuals Variance
		Constant	phiL.1	phiL.2	Constant	phiL.1	phiL.2		
USDTRY	D1	-0.01599	1.01086	-	-0.005219	1.002866	-	1.775	0.0001724
	W1	-0.05090	1.035194	-	-0.029177	1.015810	-	1.785	0.000739
	MN	-0.28829	1.19714	-	-0.12986	1.07049	-	1.768	0.002994
Katsayı İstatistikleri		Tahmin	Standart Hata	p değeri	Tahmin	Standart Hata	p değeri		
D1	Constant	-0.01599	0.01025	0.1191	-0.00521	0.00474	0.2713		
	phiL.1	1.01086	0.00639	0 ***	1.0028	0.00237	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
W1	Constant	-0.05090	0.03967	0.2007	-0.0291	0.0229	0.2046		
	phiL.1	1.03519	0.0245	0 ***	1.0158	0.0114	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		
MN	Constant	-0.2882	0.19580	0.1467	-0.1298	0.098387	0.1924		
	phiL.1	1.1971	0.12202	0 ***	1.0704	0.04921	0 ***		
	phiL.2	-	-	-	-	-	-		

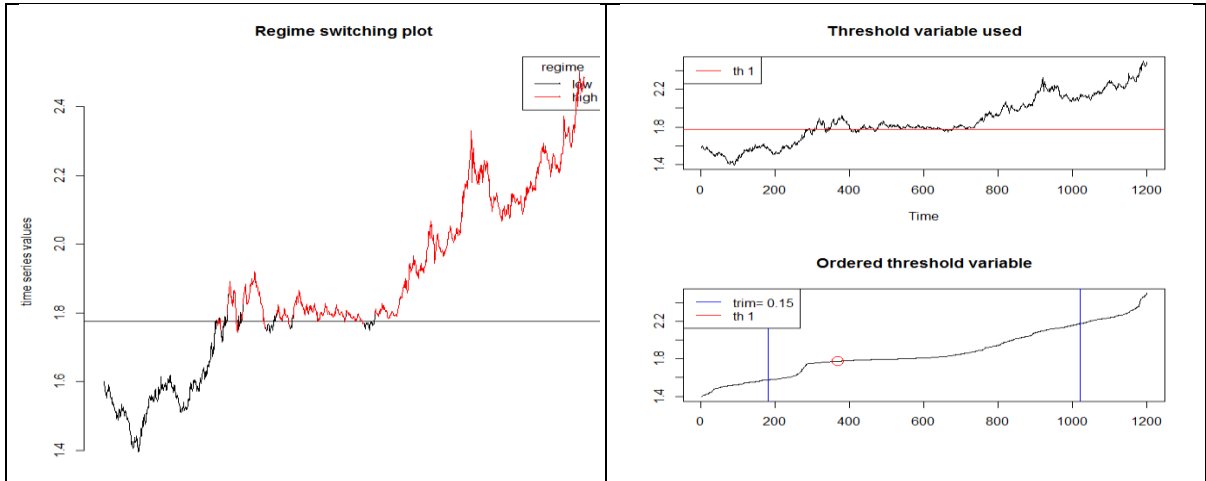
***: Sıfıra çok yakın, **: 0,001'den küçük, *: 0,01'den küçük, (.) : 0,05'den küçük, () : 1'e çok yakın

İlgili pariteye ait SETAR modelinin betimsel özellikleri aşağıdaki tablolarda D1, W1, ve MN zaman dilimleri itibarı ile verilmiştir. Grafik başlıklarındaki “x\$ff” ifadesi kodlama kolaylığı bakımından yazılmış olup, ilgili zaman serisini ifade etmektedir.

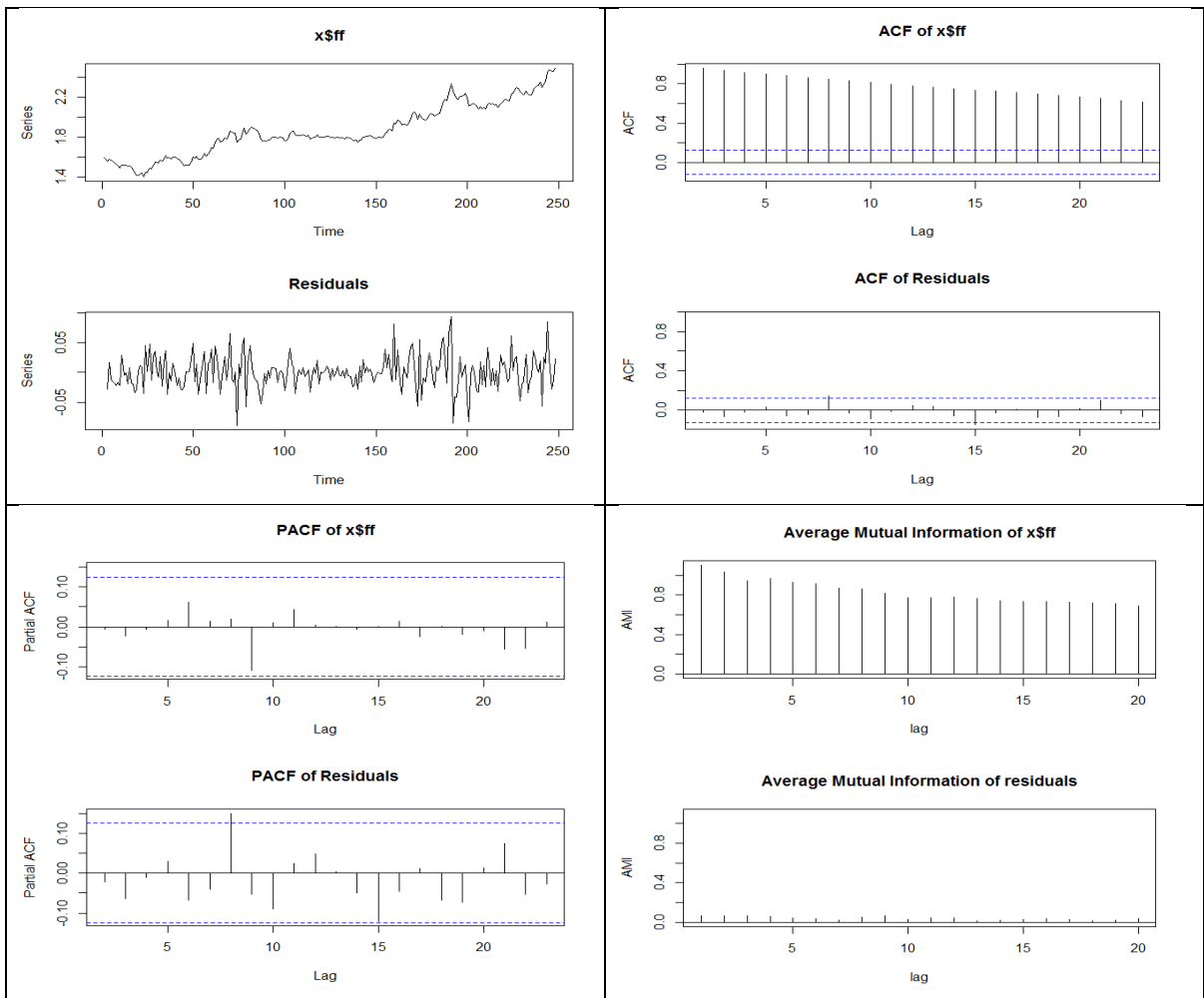
Tablo 40. USD/TRY - SETAR Modeli Tanısal Betimseller

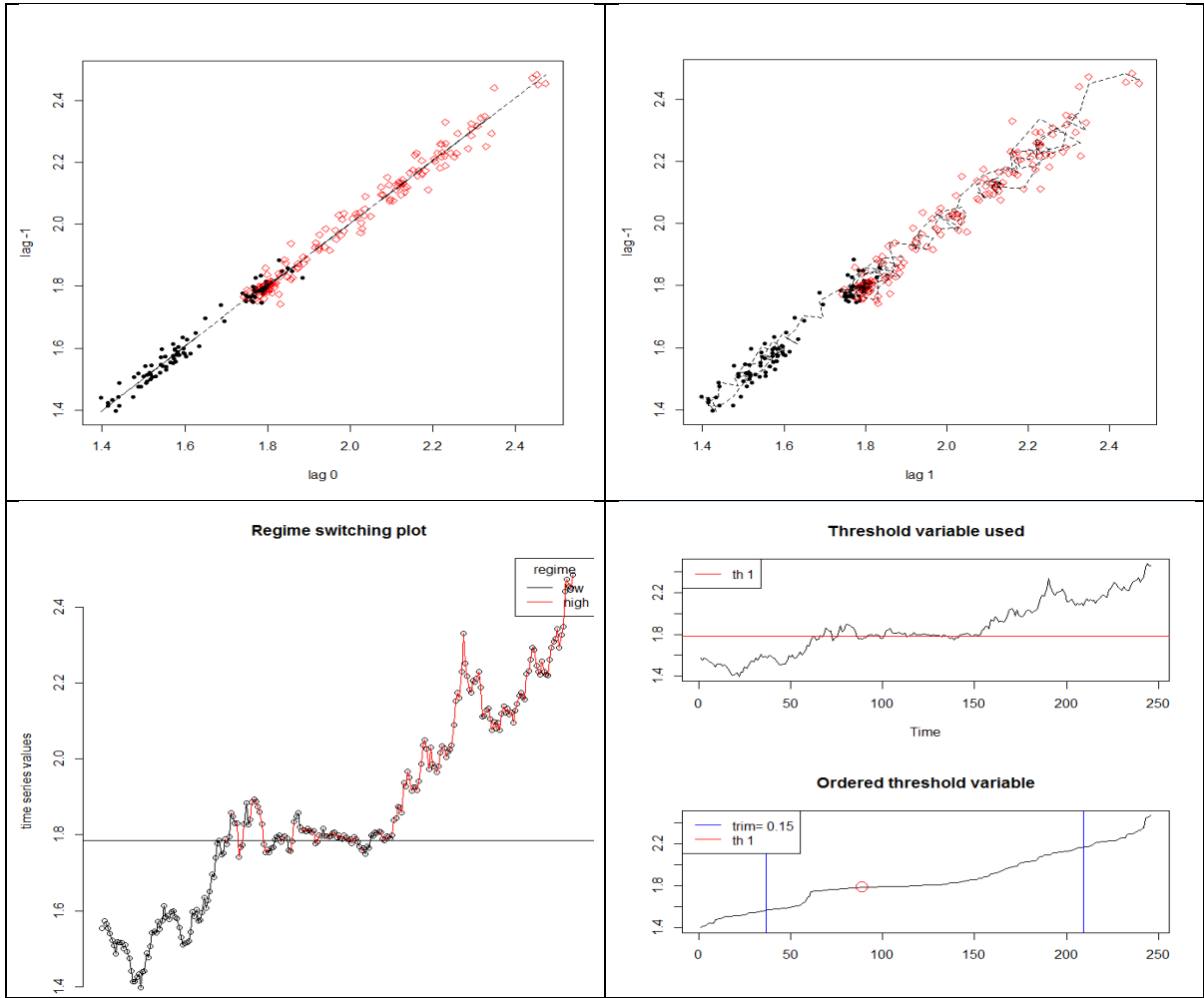
D1



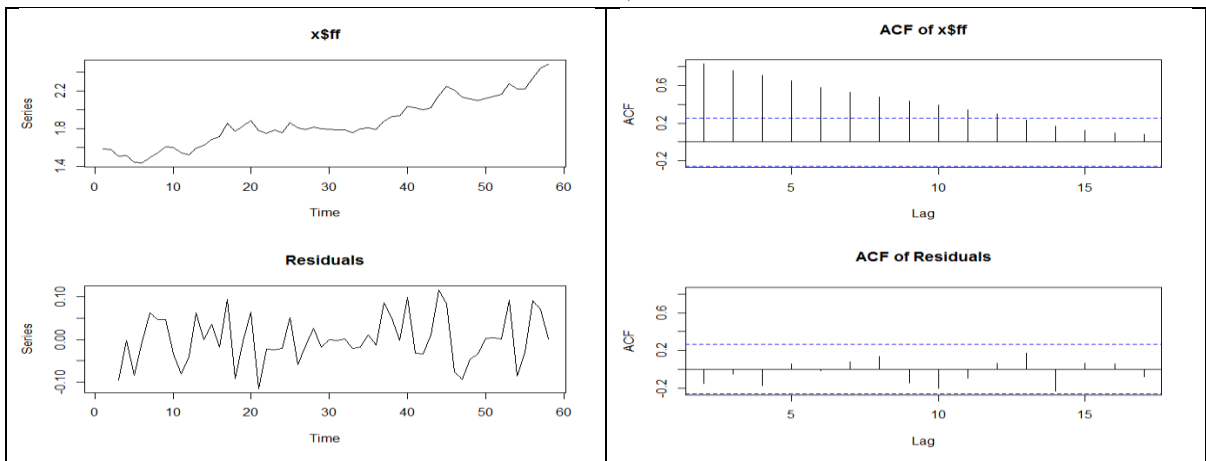


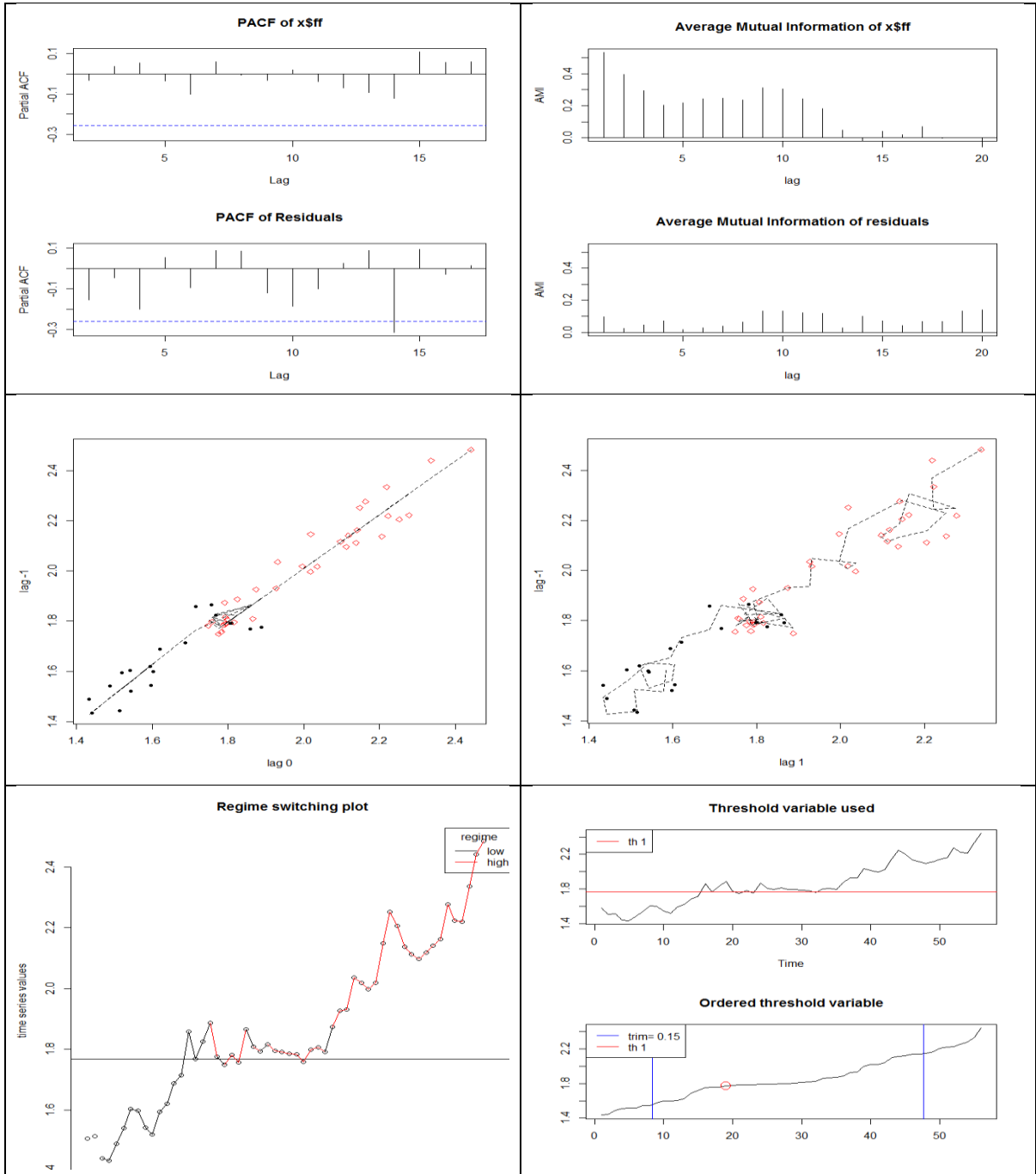
W1





MN





4. SONUÇ

Bu çalışmada doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serileri analizi kapsamında bazı başlıklar incelendikten sonra, döviz kuru piyasası dahilinde volatil değişimleri en iyi şekilde modelleyebilmek için kendinden uyarımlı eşik otoregresif modeller kullanılmıştır. SETAR modelleme kalıbı uygulanmadan önce ele alınan döviz kuru paritelerinin doğrusallığı farklı yaklaşımlar çerçevesinde (Tsay, Keenan, Likelihood Ratio) tetkik edilmiş, ardından doğrusal olup olmadığı önemli olmaksızın tüm paritelere D1 (günlük), W1 (haftalık) ve MN (aylık) zaman dilimlerinde SETAR modellemesi uygulanmıştır. Modelleme uygulanırken öncelikle model hiper parametreleri her bir parite ve zaman dilimi için belirlenmiş, ardından bu hiper parametler doğrultusunda SETAR modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen SETAR modellerine ait betimsel grafikler de aynı tabloyla entegre bir biçimde sunulmuştur. Bu sunuluş biçimi SETAR model tahmini incelenirken kullanıcıya tanısal anlamda daha geniş bir çerçeve sunmakta, model parametreleri de bu bilgiler ışığında daha sağlıklı değerlendirilebilmektedir.

SETAR modellemesinin D1 (günlük), W1 (haftalık) ve MN (aylık) zaman dilimlerine uygulanması nedeniyle, model parametrelerinin standart hataları da farklılık göstermektedir. Şöyle ki, kullanılan zaman dilimleri için mevcut bulunan veri sayıları günlükten aylığa doğru gittikçe azaldığı için model parametre tahminlerinin standart hataları da günlük verilerden aylığa doğru gidildikçe yükselmektedir. O halde veri sayısının fazla olduğu zaman dilimlerinde SETAR modellemesinin uygulama sonuçları diğer zaman dilimlerine göre daha nitelikli bir durum kazanacaktır.

Tez çalışmamda paritelere ait model seçimi ile ilgili olarak hiper parametrelerin seçilmesi durumunda (çoğu paritelerin muhtelif zaman periyotlarında) AIC bilgi kriterinin belli bir seviyede minimize olduktan sonra sert dikeysel hareketleri dikkat çekicidir. Bu durum doğrusal olmayan yapının doğrusal modelin dejenere göstergelerinin sert hareketlerine bağlı olduğunu açıkça ortaya koymaktadır. Bu tespiti yaparken AIC bilgi kriterinin eşik değerlere mukabil değerlerinin grafik düzleminde kırılmalı ve sert hareketlerinin ikiden fazla rejime atıfta bulunabileceğini de göstermektedir. Bu noktadan hareketle bilgi kriterinin sayısal değerinin kırıldığı noktalar yeni eşik parametreleri (veya eşik değerleri) ve daha fazla rejim sayısı anlamına gelecektir. Bu da rejim sayısının fazla olduğu /olması gerektiği çalışmalara yansıtacak önemli bir tanısal mekanizmadır. Bu mekanizmanın analitik anlamda ayrıca irdelenmesi hayati önem taşıyacaktır.

Dikkat çeken başka bir husus ise model hiper parametrelerinin seçildiği tabloların ezici bir çoğunluğunda parametre seçimi esnasında denenen eşik değer sayısının gözlem sayısı (n)

azaldıkça arttığıdır. Bu durum ise bize hacimce zayıf olan veri demetlerinin eşik değer ve rejim sayısının yüksek olabileceği bilgisini verecektir. (Tersi de doğrudur) Bir adım daha öteye fikir yürütecek olursak, gözlem sayısı düşük olan değişkenlerin doğrusal olmama eğilimi daha yüksektir anlamında bir fikri yürütebiliriz. Bu cesur söylem gerekçesi şudur; gözlem sayısı düştükçe, muhtemel eşik değer sayısı artmaktadır. Bu da rejim sayısını artırmakta ve nihayet farklı doğrusal otoregresif parçalarla ifade edilecek büyük modelin kırılma sayısı yüksek olacaktır. Kırılma sayısının yüksek olması da doğrusal olmama hakkında sağlam kanaat uyandıracaktır. Gözlem sayısı düşük olduğunda doğrusal tekniğin mi doğrusal olmayan tekniğin mi modelleme için kullanılması daha elverişlidir sorusuna verilecek cevabı kolaylaştıracak bir imkan elde etmiş durumdayız. Şöyle ki, küçük örneklem durumunda doğrusal yöntem ve sonuçları veri iken, SETAR modelleme yaklaşımı çaresiz kalmayacak denenecek eşik parametresi sayısını artacak ve buna mukabil (belki de rejimi sayısı daha fazla olan modellerde) daha makul (parametre hataları daha düşük olan) modeller elde edilebilecektir. Ancak burada bir çekince bırakmak ayrıca önemlidir. O da şudur; küçük hacimli örneklerde kırılma ve rejim sayısının çokluğu her rejime düşecek gözlem sayısını düşüreceği için rejimlere ait otoregresif modellerin standart hataları yükselecektir. Bu da model kalitesi anlamında azımsanacak bir tehlike değildir. Bu durumu ilgili paritelere ait tanısıl betimseller tablolarında da ayrıca teyit etmek mümkündür.

Tanısal betimsellerde verilmiş olan lag 0, lag 1 ve lag -1 değişkenlerine mukabil elde edilen renkli serpilem diyagramları dikkat çekici bir biçimde genişleyen zaman aralıklarının rejim sayısını indirgediğini ifade etmektedir. Daha açık bir ifadeyle ilgili değişkenin dünkü değeri ile bugünkü değerinin pozitif korelasyonu iki rejimle mümkün iken yine dünkü değeri ile yarınki değerinin pozitif korelasyonu tek rejime yakınsamaktadır. Özellikle bu husus da her açıdan incelenmesi gereken bir konudur.

Bu çalışmada paritelere ait zaman serilerinin doğrusal olmayan yapıları araştırılırken tek eşik değer kapsamında iki farklı doğrusal modelle entegre bir kalıp kullanılmıştır. Makro ekonometrik literatürde fazla kullanılmamakla birlikte eşik değer sayısının birden fazla olduğu durumlar da mevcuttur. (Böyle bir yapıda eşik değer sayısının fazla olması tahmin edilen rejim sayısını da artıracaktır.) Döviz kurlarındaki doğrusal olmayan yapı çok sayıda eşik değerinin mevcut olduğu modellemeler ile de araştırılabilir. Ayrıca ilgili pariteyi doğrudan etkilediği düşünülen stokastik olmayan değişkenler de modele eşik değişken olarak ilave edilip TAR modellemesi uygulanabilir.

Hatta tez çalışması yürütülürken idrak olunduğu üzere paritelere ait doğrusal olmayan yapı kaotik yaklaşımla ele alınabileceği için (ki böyle bir durumda diğer doğrusallık testleri

değerlerini yitirmekte bunun yerine kaosu arařtıran temel hipotezi de dahil eden doğrusallık testlerinden yararlanılmaktadır.) ilgili veri setlerinin kaos tahmini de yapılabilir.

KAYNAKLAR

- Akdi, Yılmaz (2012), “Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon)”, ISBN 978-605-5543-32-7, Gazi Kitapevi, 3. Baskı, Sayfa 54.
- Anna Pavlova and Roberto Rigobon (2003) “Asset Prices and Exchange Rates”, NBER Working Paper No.9834 (<http://www.nber.org/papers/w9834>)
- Antonio Ruberti, Alberto Isidori, Paolo D'Alessandro, (1972), “Theory of Bilinear Dynamical Systems”, Berlin, Springer-Verlag.
- Bai, J., and P. Perron (1998), “ Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, pp. 47-78.
- Balassa, Bela (1964), “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, *Journal of Political Economy* 72:584-596), (Samuelson, Paul (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems” *Review of Economics and Statistics*, 46:145-154.
- Baltagi, Badi. (2008), “Econometrics”, p.361
- Bildirici, Melike E., Alp, Elçin Aykaç, Ersin, Özgür Ö., Bozoklu, Ümit, (2010)“İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri”, *Türkmen Kitabevi*, ISBN 978-605-4259-26-7, p.25.
- Bisaglia, L., Gerolimetto, M. (2014), “Testing for (non)linearity in economic time series a Monte Carlo Comparison”, University of Padua, Department of Statistical Sciences, Working Paper Series, N.3, Italy.
- Box,George E.P., Gwilym M. Jenkins and Reinsel, Gregory C., (2008) “Time Series Analysis, Forecasting and Control”, Fourth Edition, Wiley Series in Probability and Statistics.
- Brillinger, D. R. (1970). “The Identification of polynomial systems by means of higher order spectra”, *J. Sound. Vib.* 12, 301-13.
- Brooks, C. (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, Second Edition, The ICMA Centre, University of Reading, pp. 329

- Cao, C.Q., Tsay, R. S. (1992), “Nonlinear Time Series Analysis of Stock Volatilities”, *Journal of Applied Econometrics*, Special Issue on Nonlinear Dynamics and Econometrics, Aralık 1992, p. 165-185.
- Chan, K., Tsay, R. S.,(1998), “Limiting Properties of the Least Squares Estimator of a Continuous Threshold Autoregressive Model”, *Biometrika*, c.85: 413-426.
- Chappell, D., Padmore, J., Mistry, P., Ellis, C., (1996), “A Threshold Model for the French Franc-Deutschmark Exchange Rate”, *Journal of Forecasting*, c.15: 155-164.
- Creel, Michael (2006), “Econometrics”, pp. 270.
- Davidson R. And MacKinnon J. G. (1999), “Foundations of Econometrics”, pp.556
- Dickey, David A., Fuller Wayne A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431
- Feng, H., Liu, J. (2002), “A SETAR Model for Canadian GDP: Non-linearities and Forecast Comparisons”, University of Victoria, Working Paper EWP 0206, ISSN 1485-6441.
- Gimeno R., Manchado B., Minguez R. (1999), “Stationarity Test for Financial Time Series,” *Physica, A* 269 (1999) 72-78
- Granger, G. W. J and Anderson, A. P., (1978), “An introduction to bilinear time series analysis”, Vandehoeck and Ruprecht, Götting.
- Gujarati, N. Damador (2004), “Basic Econometrics (Fourth Edition)”, pp. 807 – 820.
- Haggan ve Ozaki (1981), “Modeling Nonlinear Random Vibrations Using An Amplitude – Dependent Autoregressive Time Series Model”, *Biometrika*, 16(1), pp. 189 – 196.
- Hamilton, James. D. (1994), “Time Series Analysis”, pp. 60.
- Hansen, Bruce E., (1997), “Inference in TAR Models”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, *Quartely Journal*, April 1997, Volume 2, Number 1, The MIT Press.

- Kapetanios G. (2002), "Unit root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks", the Department of Economics, Queen Mary University of London, Working Paper No. 469, ISSN 1473-0278
- Keenan D. M. (1985). "A Tukey Nonadditivity Type Test for Time Series Nonlinearity", *Biometrika*, Vol. 72, No. 1 (Apr., 1985), pp. 39-44, p. 39.
- Keenan, D. M. (1985), "A Tukey nonadditivity-type test for time series Nonlinearity, *Biometrika*, 72, 39-44".
- Khadija B., Mostafa H., Youssef B.(1984), "Parameter estimation for pure diagonal bilinear time series An algorithm for maximum likelihood procedure".
- Krager, H., Kugler. P.(1993), "Nonlinearities in foreign exchange markets: A different perspective" *Journal of International Money and Finance*, c.12, s.2.:195-208.
- Ljung G. M. and G. E. P. Box (1978), "On a measure of lack of fit in time series models," *Biometrika*, 65, 297-303.
- Lorenzo Cappiello and Roberto A. De Santis, (2005)" Explaining Exchange Rate Dynamics, The Uncovered Equity Return Parity Condition", European Central Bank, Working Paper Series, No.529, September 2005 .
- Lumsdaine, R. L., and D. H. Papell (1997), " Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *Rewiev of Economics and Statistics*, pp. 212 – 217.
- Mohd, Tahir Ismail & Zaidi, İsa (2006), "Modelling Exchange Rates Using Regime Switching Models", *Sains Malaysiana* 35 (2) 2006: 55-62.
- Nelson, C.R., Plosser C.I. (1982), "Trends and random walks In Macroeconomic Time Series", *Journal of Monterey Economics*, 10, pp.139-162
- P. Clements, M., Smith, J., (1997), "A Monte Carlo study of the forecasting performance of emprical SETAR models", University of Warwick, Publications Service & WRAP, Warwick economic research papers.
- Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80 (2), pp.355-385.
- Petrucelli, J., and Davies, N. (1986), "A Portmanteau Test for Self-Exciting Threshold Autoregressive-Type Nonlinearity in Time Series", *Biometrika*, 73, 687-694.

- Pham, D. T. And Tran, L. T., (1981), "On the first order bilinear time series model", J. App. Prob, 18, pp. 617 – 627.
- Potter, S. M., (1995), "A nonlinear approach to U.S. GNP", Journal of Applied Econometrics, c.10:109-125.
- Rajat Acharyya, "Liberalized Exchange Rate Managment System and Devaluation in India, Trade Balance Effect, Journal of Economic Integration, Vol. 9, No. 4 (December 1994), pp. 534-542
- Roberto A. Amano and Simon Van Norden, "Exchange Rates and Oil Prices" Working Paper 95-8, Bank of Canada, September 1995, ISSN 1132-5434, ISBN 0-662-23778-1
- Rose K. Andrew and Yellen J. L. (1989) "Is there a J-Curve?", Journal of Monetary Economics, 24, No: 1"
- Rudiger Dornbusch (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", The Journal of Political Economy, Vol. 84, No:6, (Dec. 1976), 1161 – 1176.
- Ruey S. Tsay, (2005), "Analysis of Finansal Time Series", Secend Edition, Wiley Series in Probability and Statistics, ISBN-13 978 0-471-69074-0, p. 41.
- Salih Barışık, Elmas Demircioğlu, " Türkiye' de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilite, İhracat – İthalat İlişkisi (1980-2002), Z.K.U. Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 2, Sayı 3, 2006, s. 71 – 84.
- Sevüktekin, M., Nargeleçekenler, M. (2005), "Ekonometrik Zaman Serileri Analizi", p. 171 ISBN 9789755917559, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Stefan Mittnik, (1990), "Modeling Nonlinear Processes With Generalized Autoregressions, Applied Mathematics Letters", C. III, No:4, pp. 71-74.
- Subba, R. T. ve Gabr, M. M., (1984), "An introduction to bispectral analysis and bilinear time series models", Lecture note in statistics, N 24, Springer, Berlin.
- Tiao, G. C., Tsay R. S., (1994), "Some Advances in Nonlinear and Adaptive Modelling in Time Series", Journal of Forecasting, c.13:109-131.
- Tong (1986). "On estimating thresholds in autoregressive models". Journal of Time Series Analysis 7, 178-190.

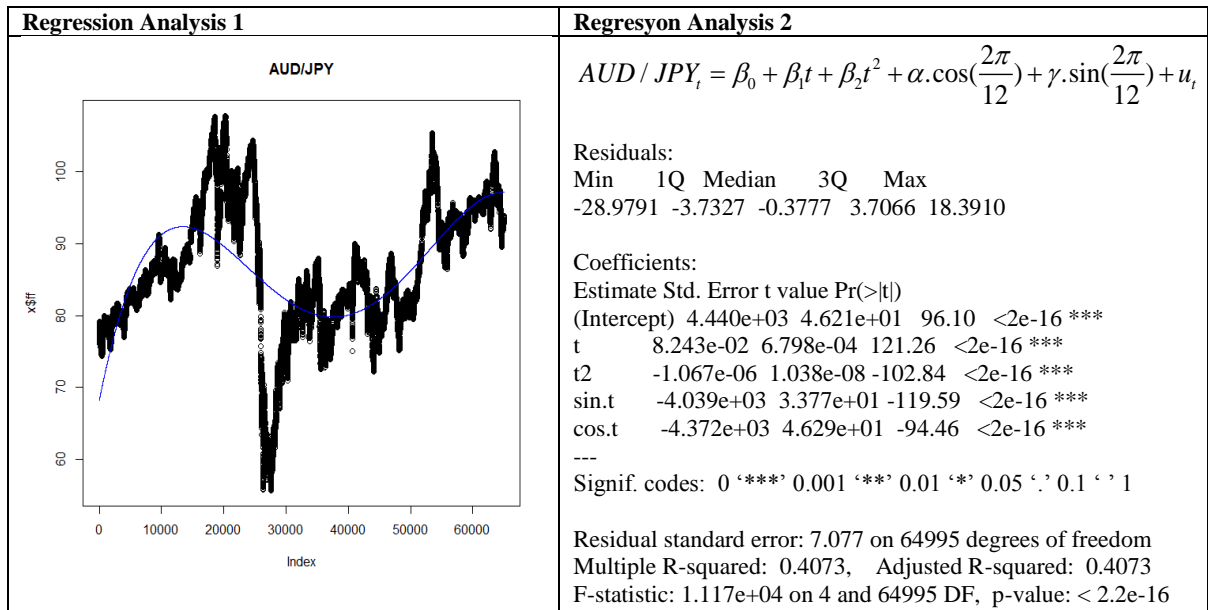
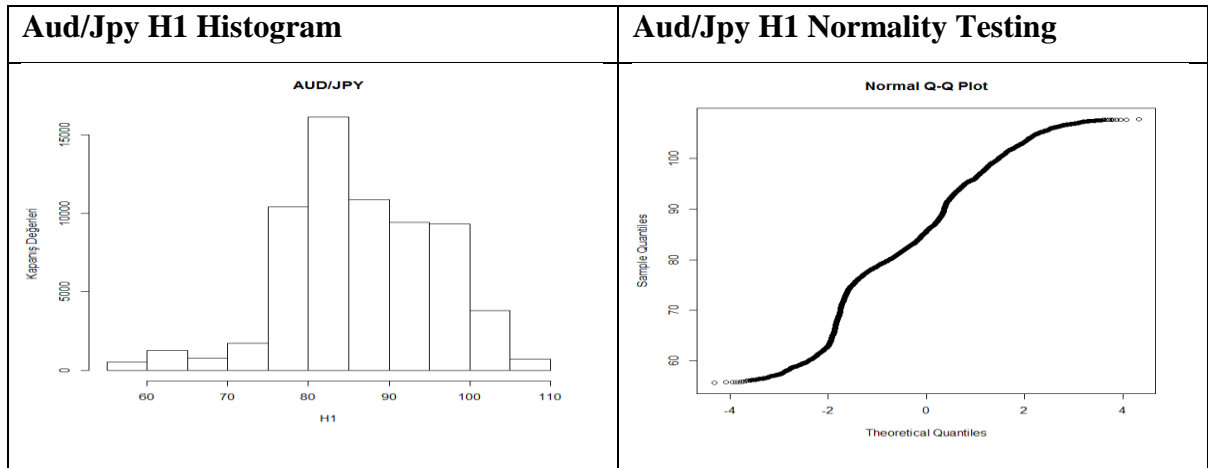
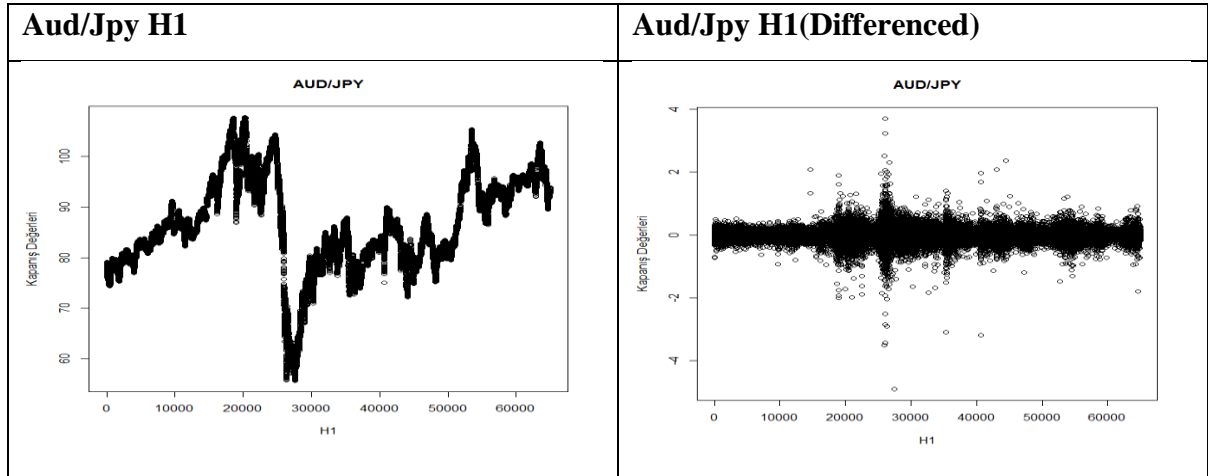
- Tong H. & Yeung I.(1991), “Threshold Autoregressive Modelling in Continuous Time”, *Statistica Sinica* 1 (1991), 411-430.
- Tong, H. & Lim, K.S. (1980), Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data. *Journal of the Royal Statistical Society*, B42, 245-292.
- Tong, H. & Yeung, I. (1991). On tests for Self-exciting Threshold Autoregressive-Type Non-linearity in Partially Observed Time Series. *Applied Statistics*, 40: 43-62.
- Tong, H. (1978), On a threshold model. In *Pattern Recognition and Signal Processing* In C. H. Chen (Ed.), (pp. 101-141). Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam.
- Tong, H. (1983), “Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis”, New York, Springer – Verlag.
- Tong, H. (1990), “Nonlinear Time Series, A Dynamical System Approach”, Clarendon Press, Oxford.
- Tsay, R. S. (1986), "Nonlinearity Tests For Time Series", *Biometrika*, 73, 461-466.
- Tsay, R. S.,(1989), “Testind and Modelling Threshold Autoregressive Process”, *Journal of American Statistical Association*, c.84, s.405: 231-240.
- Tsay, Ruey S. (2005), *Analysis of Financial Time Series (Second Edition)*, Wiley Series in Probability and Statistics, pp. 69 – 72.
- Wiener, N. (1958). “Nonlinear Problems in Random Theory”, Cambridge, Mass: M.I.T. Press
- Yıllancı, V. (2007), “Eşik Otoregresif Modellerde Birim Kök Testi İle Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sınanması”, (Yüksek Lisans Tezi, (İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü)), p. 33, Ünal Aysal Tez Değerlendirme Yarışma Dizisi, İktisadi Araştırmalar Vakfı, İstanbul.
- Zivot, E. and Andrews, K. (1992), “Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No: 3, pp. 251–70.

EKLER

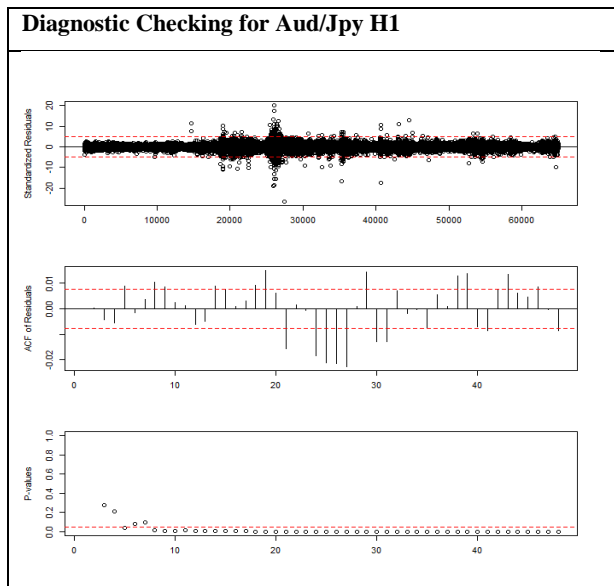
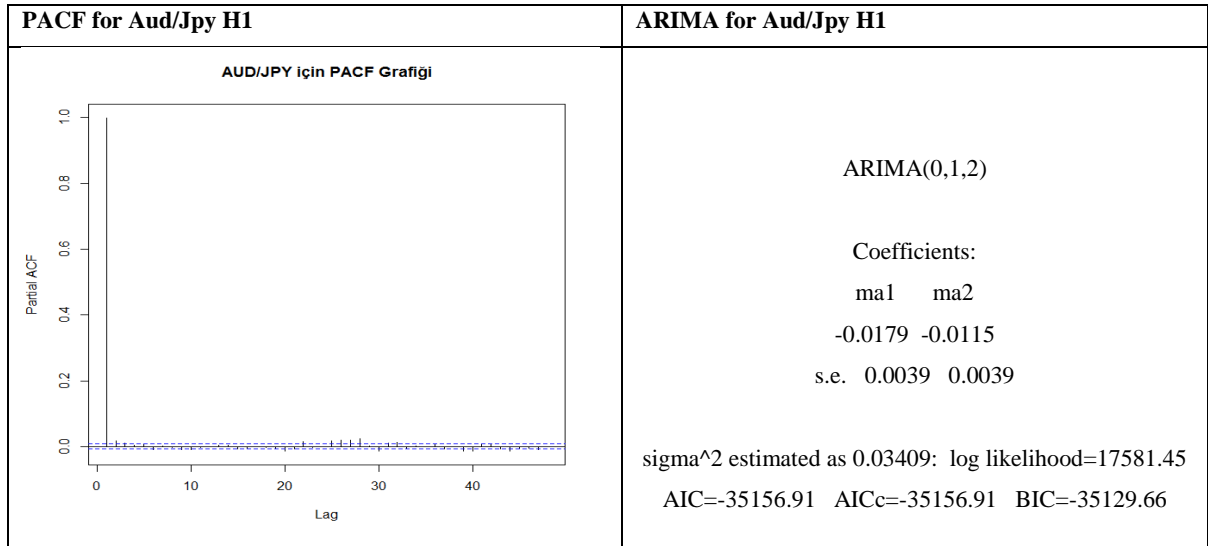
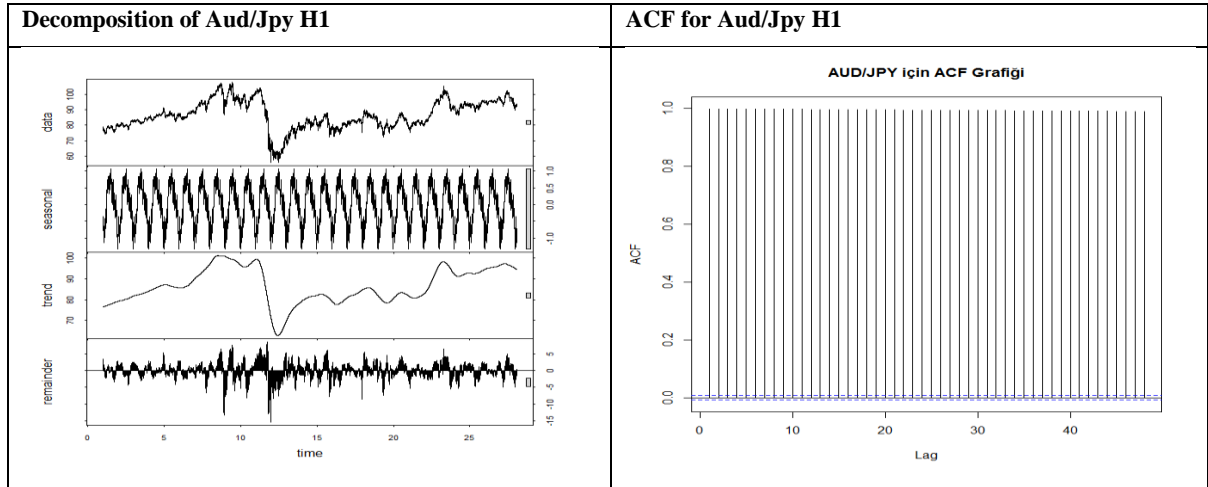
EK 1. Paritelere Ait Betimsel İstatistikler

- AUDJPY Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- AUDUSD Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- EURGBP Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- EURJPY Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- EURTRY Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- EURUSD Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- GBPJPY Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- GBPUSD Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- USDCAD Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)
- USDTRY Paritesi (H1, D1, W1 ve MN zaman dilimleri için)

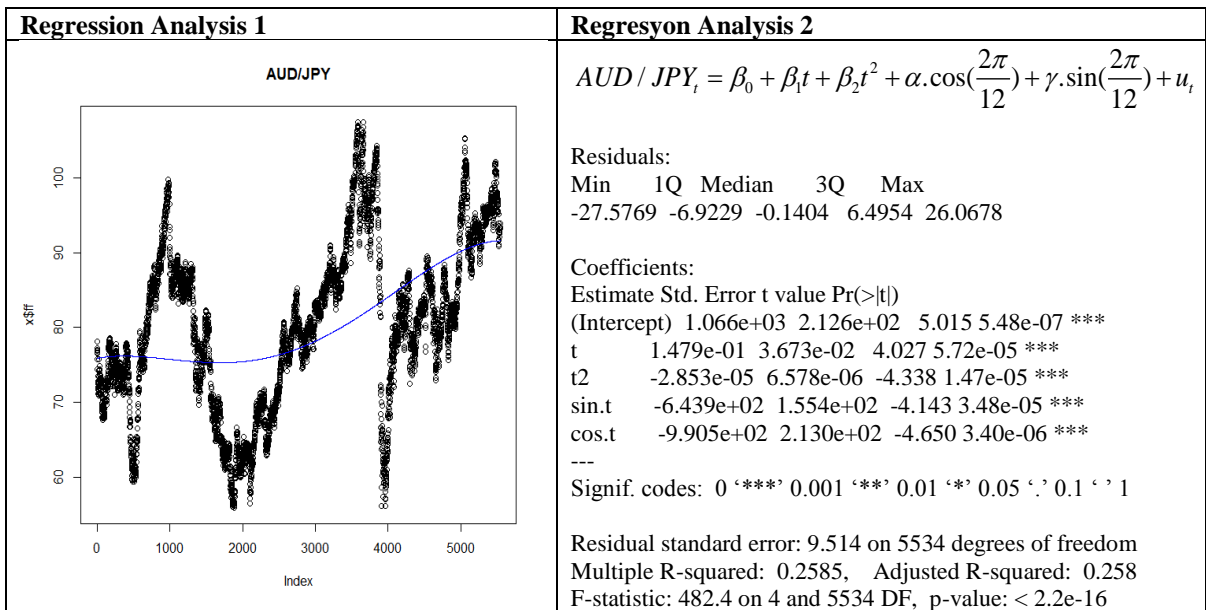
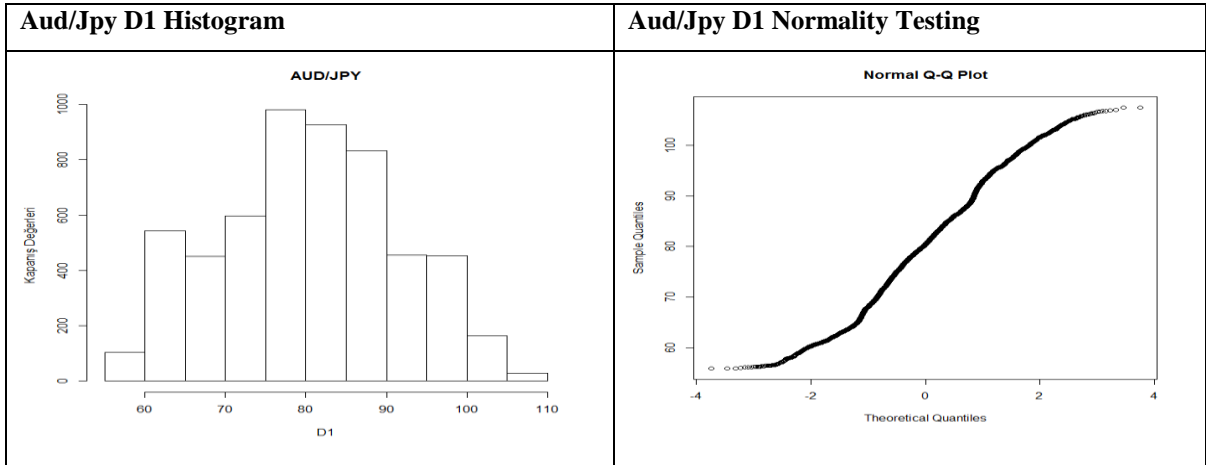
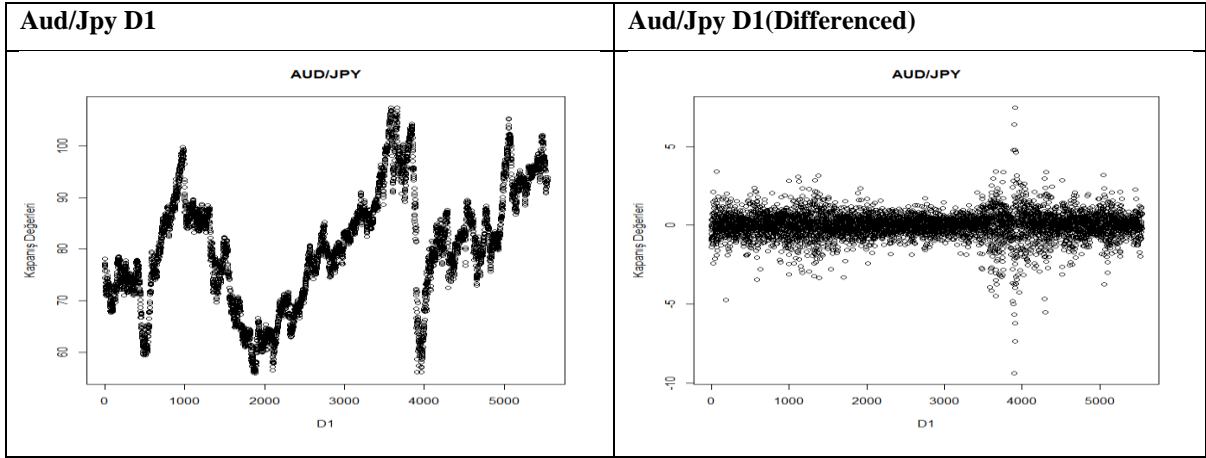
AUD/JPY H1 (Time Series Analysis 1)



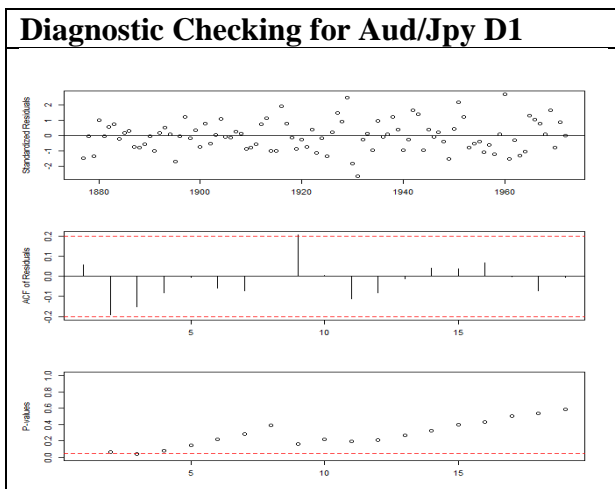
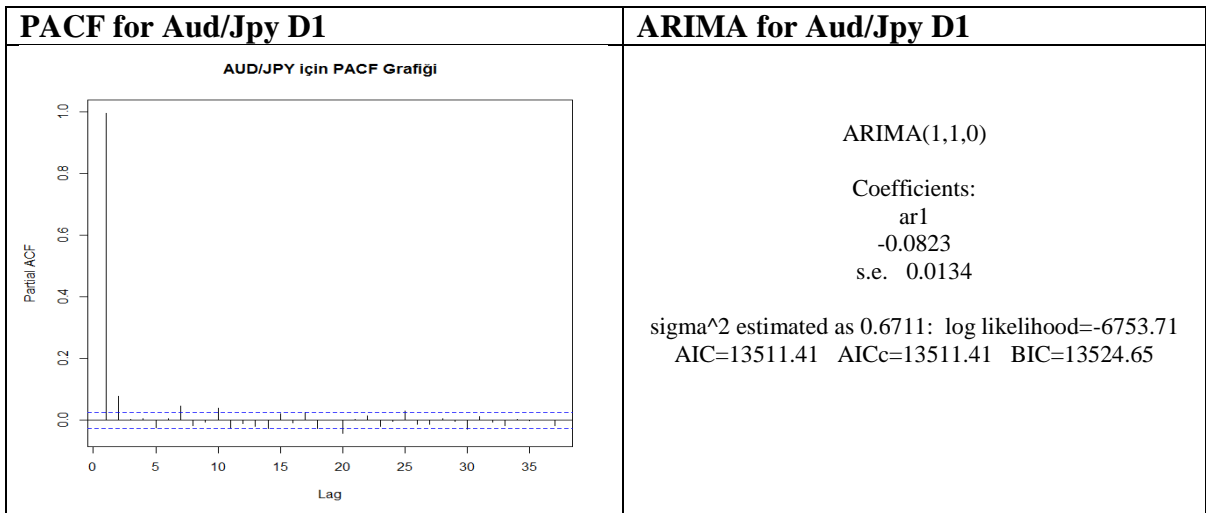
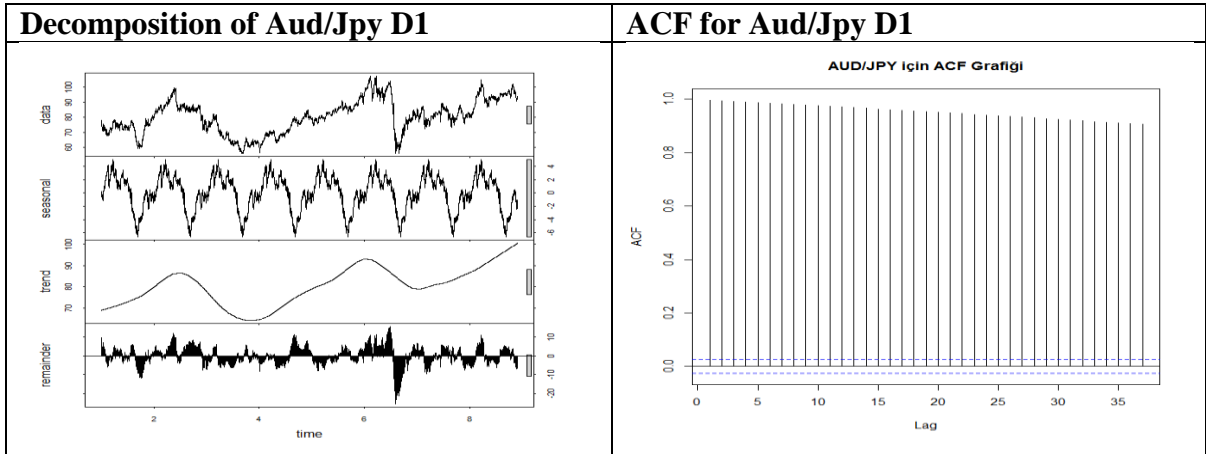
AUD/JPY H1 (Time Series Analysis 2)



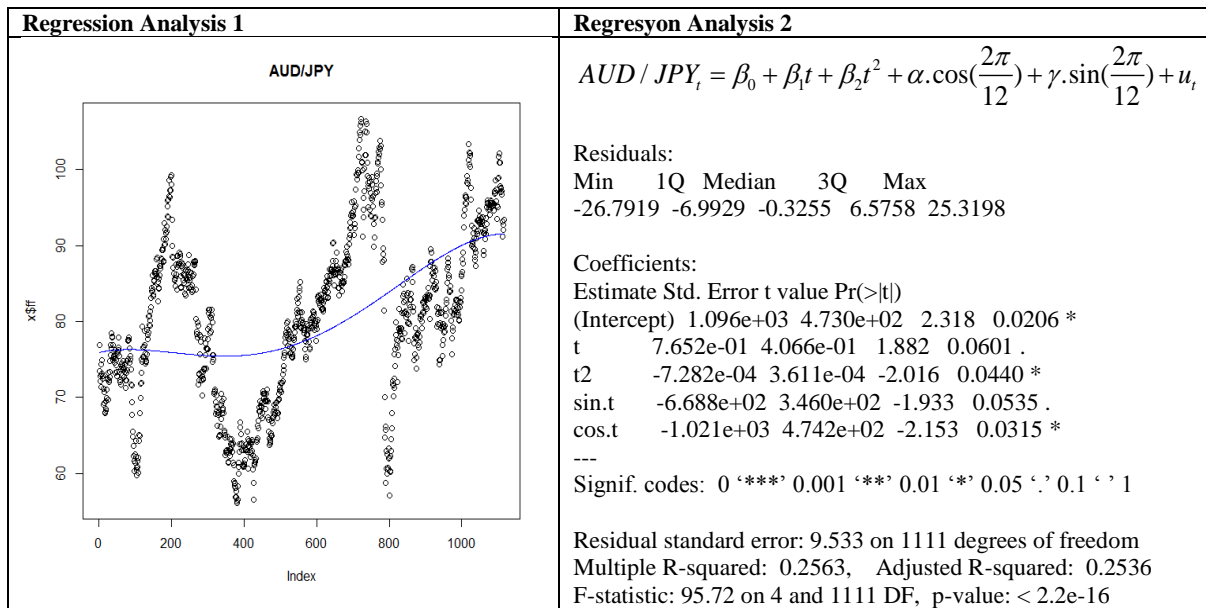
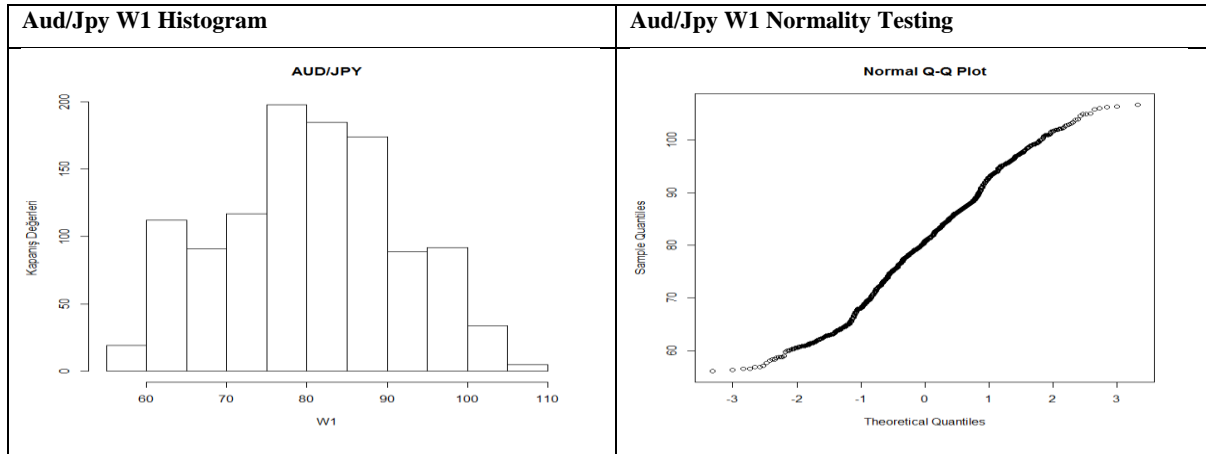
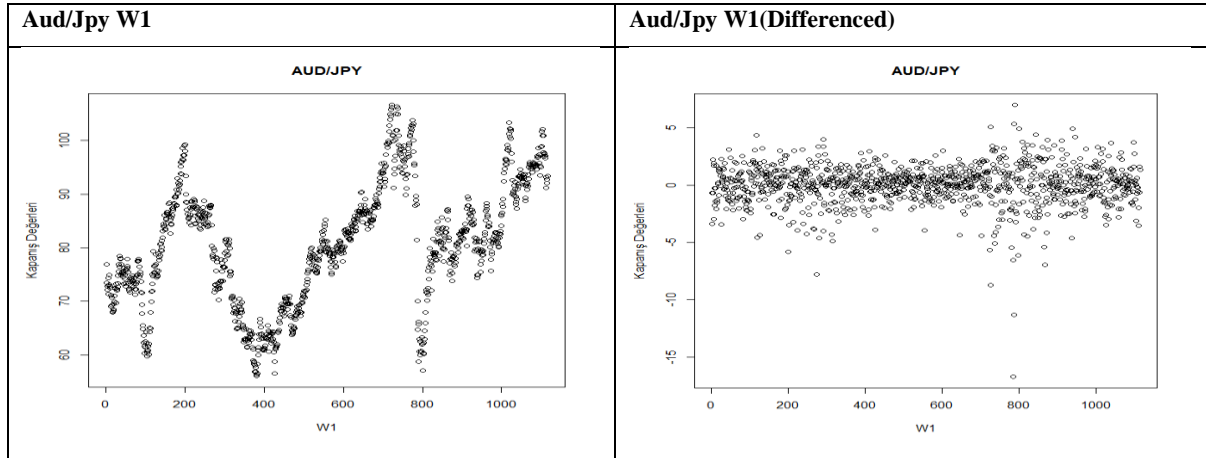
AUD/JPY D1 (Time Series Analysis 1)



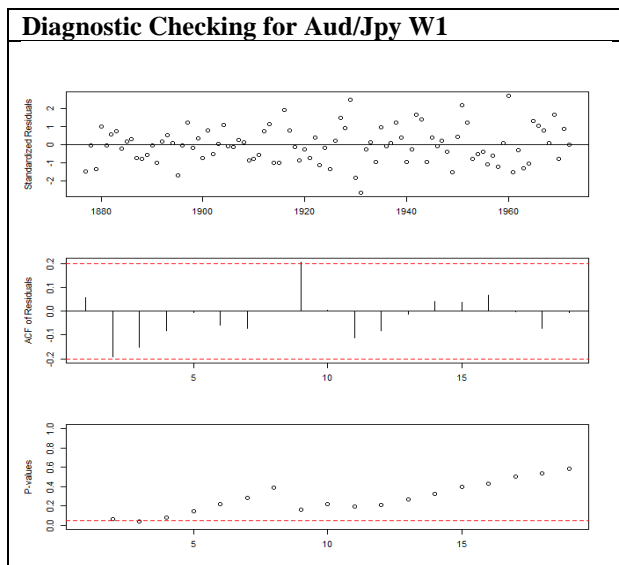
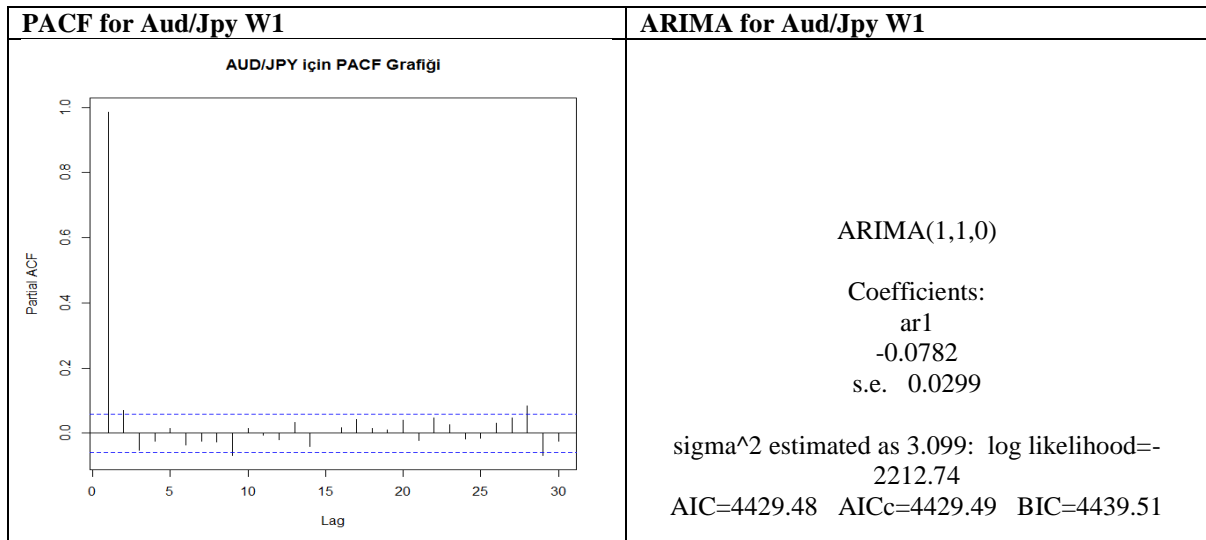
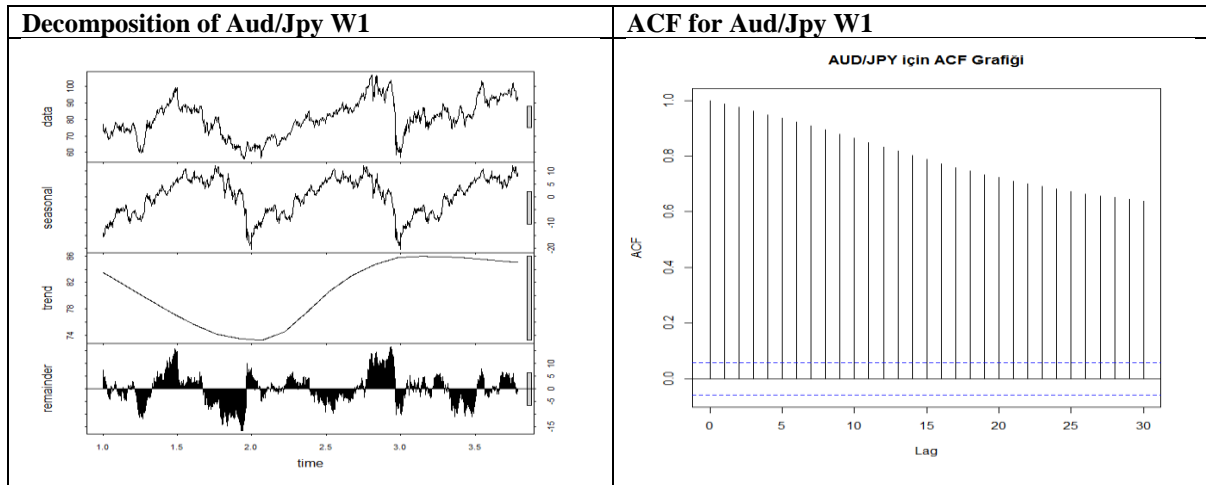
AUD/JPY D1 (Time Series Analysis 2)



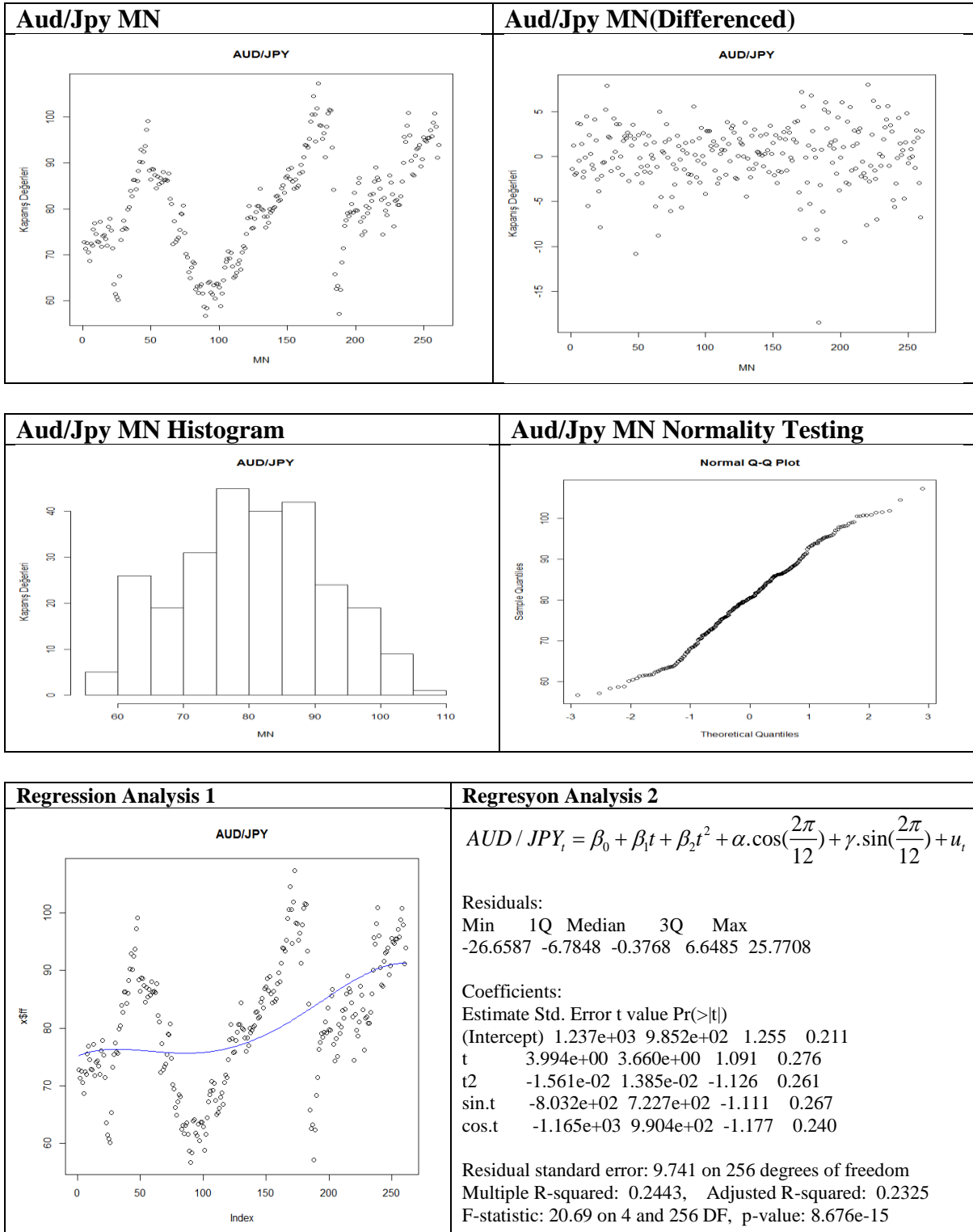
AUD/JPY W1 (Time Series Analysis 1)



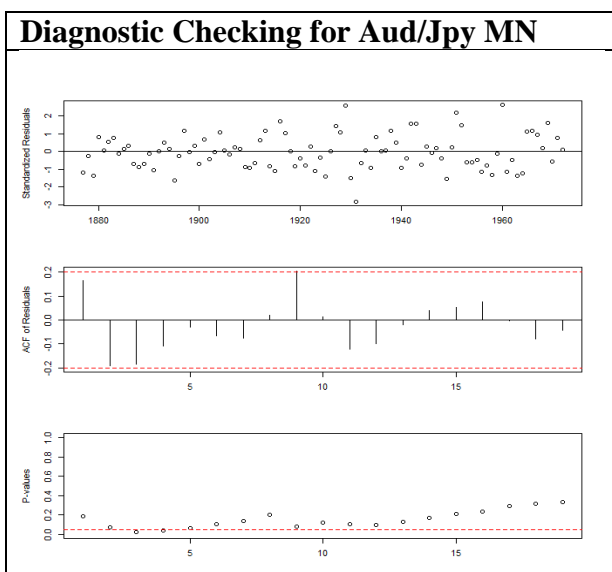
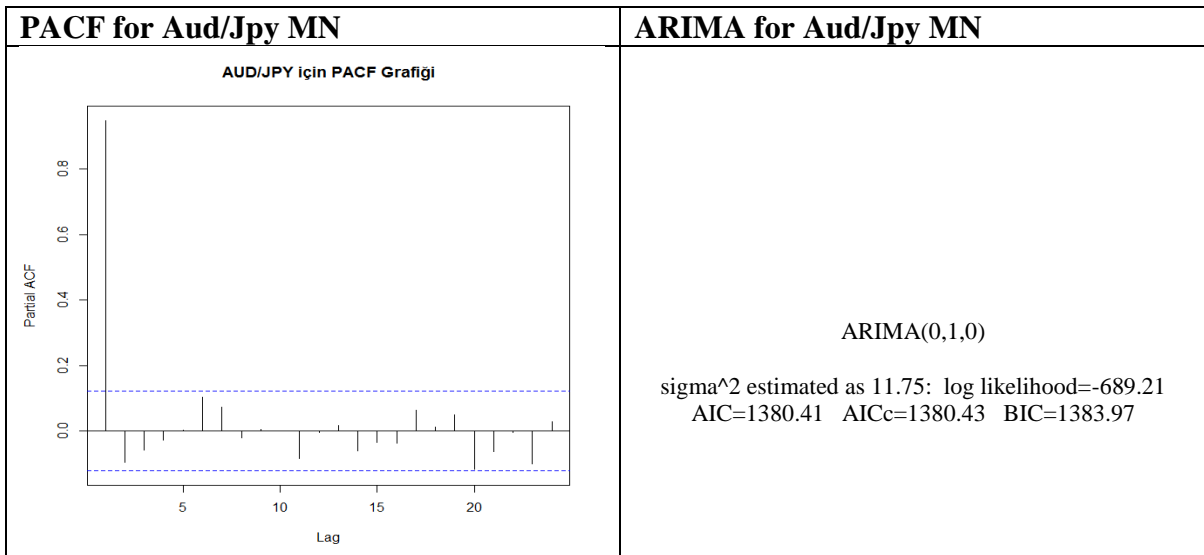
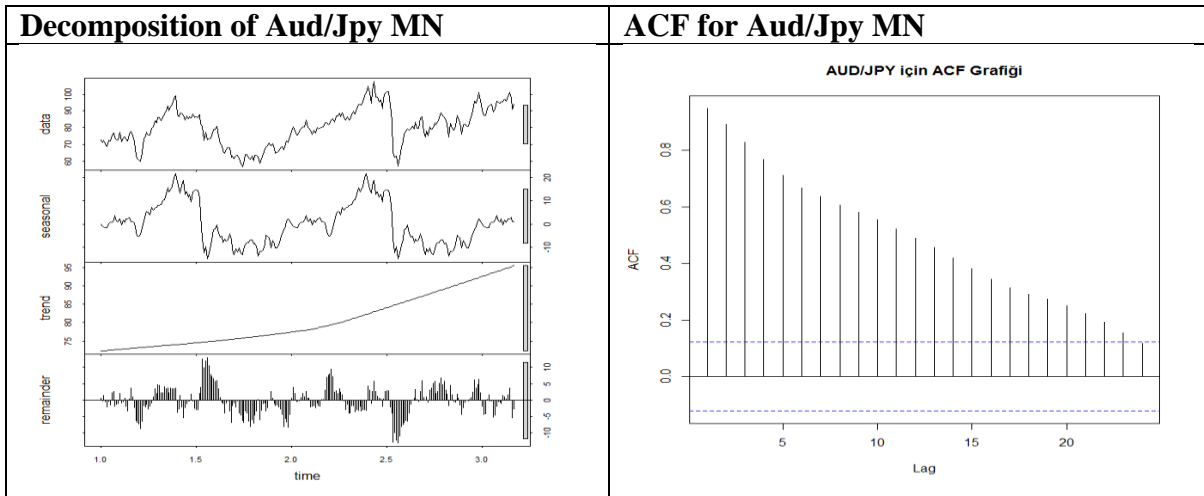
AUD/JPY W1 (Time Series Analysis 2)



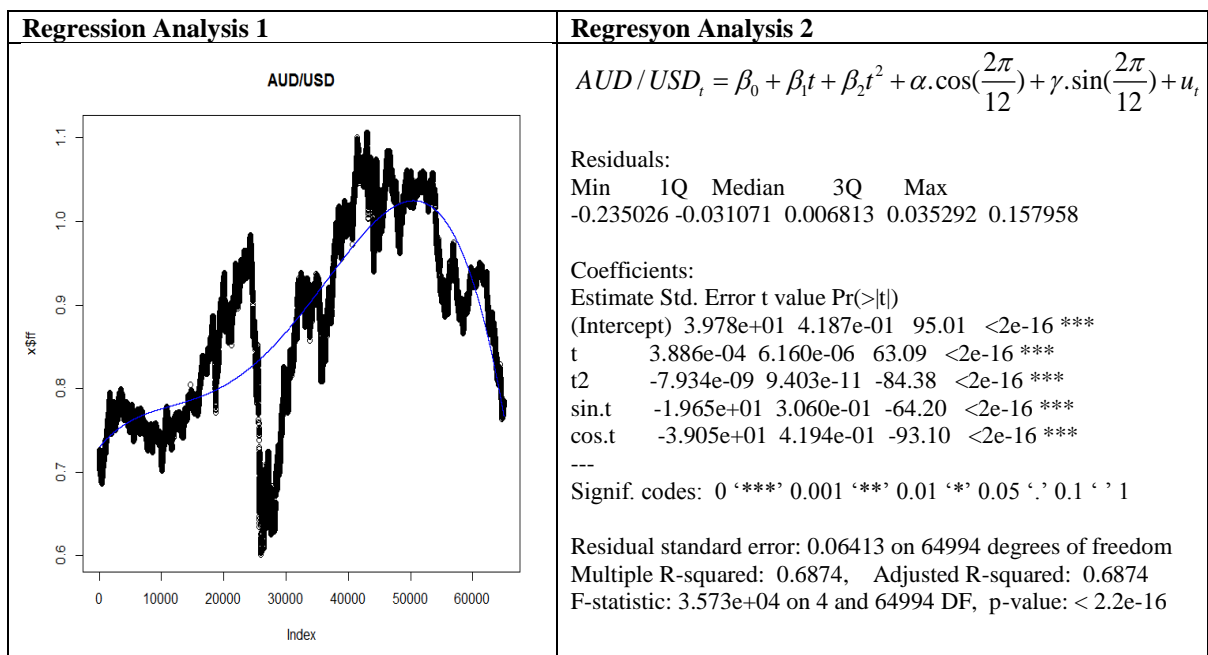
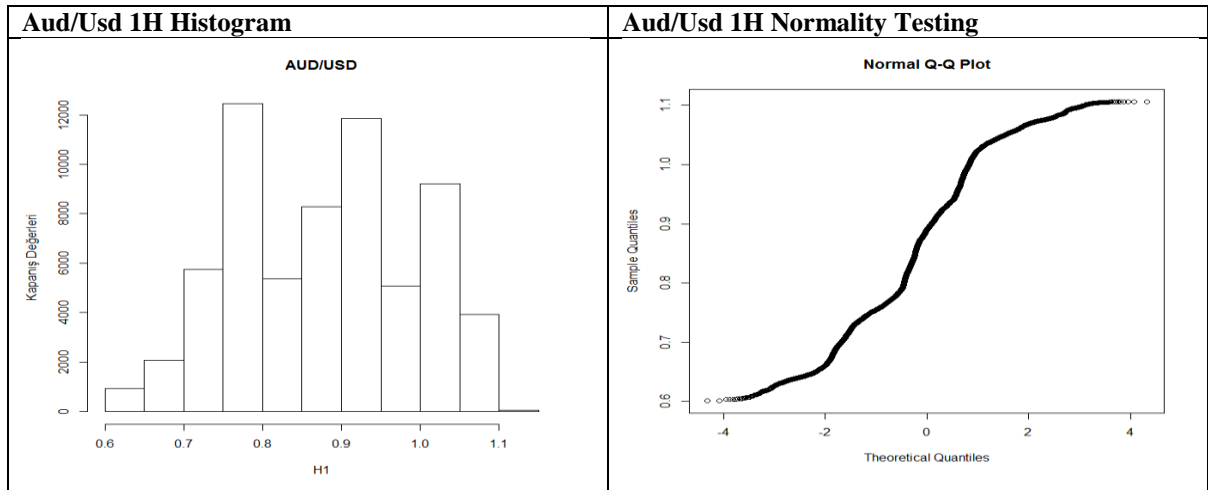
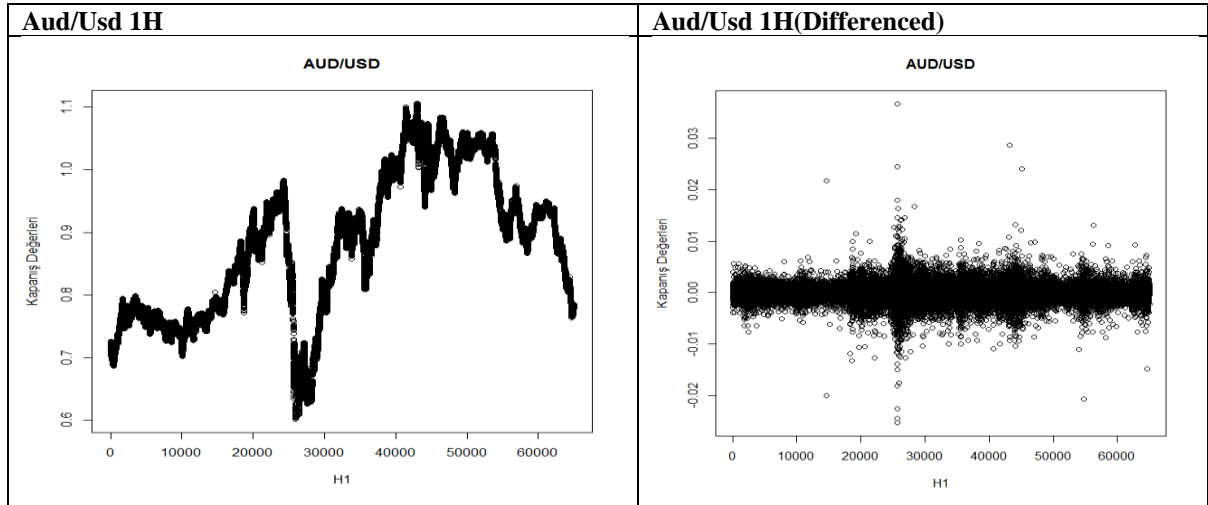
AUD/JPY MN (Time Series Analysis 1)



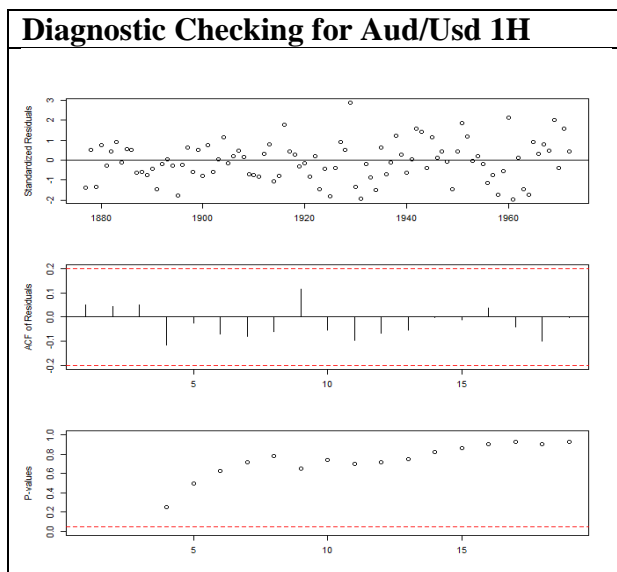
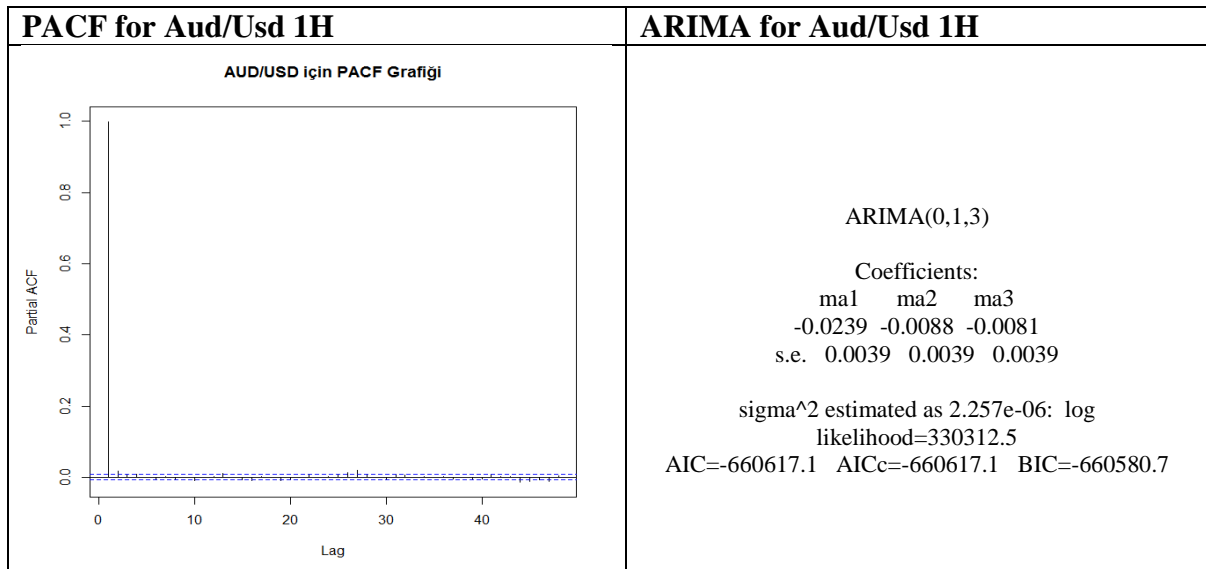
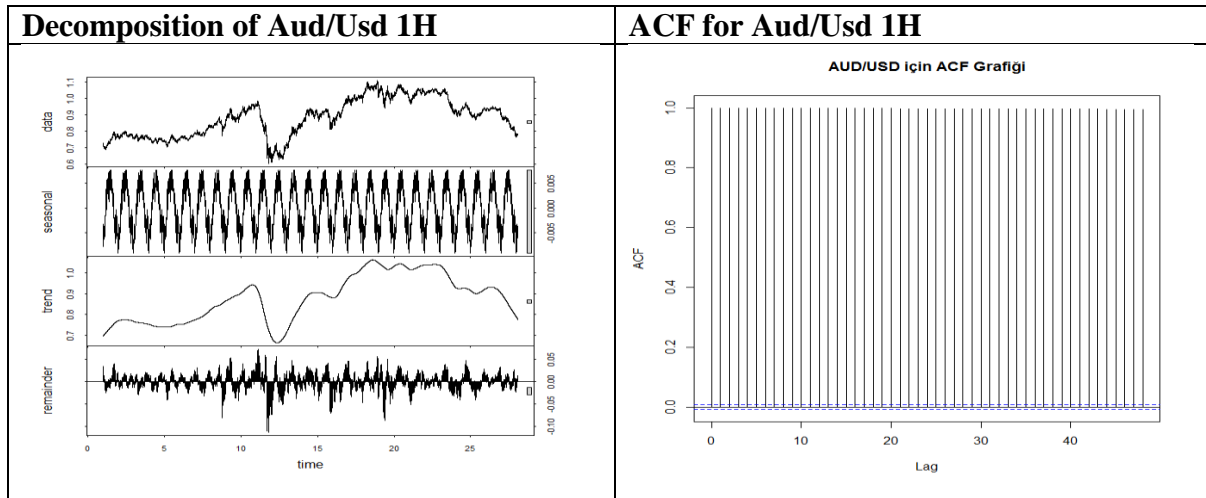
AUD/JPY MN (Time Series Analysis 2)



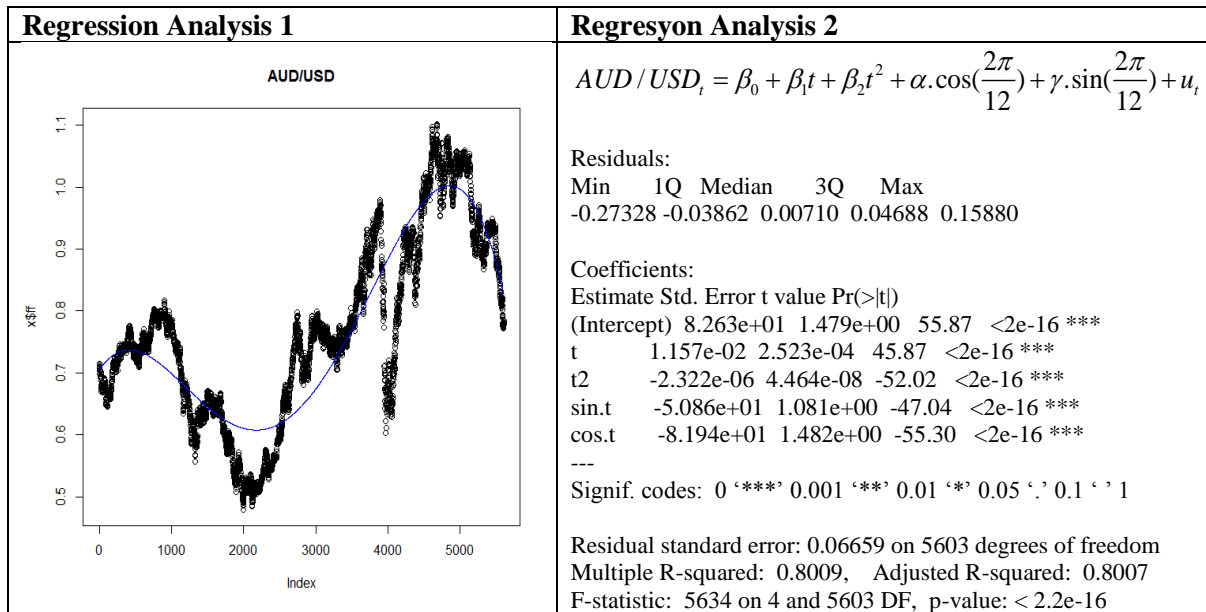
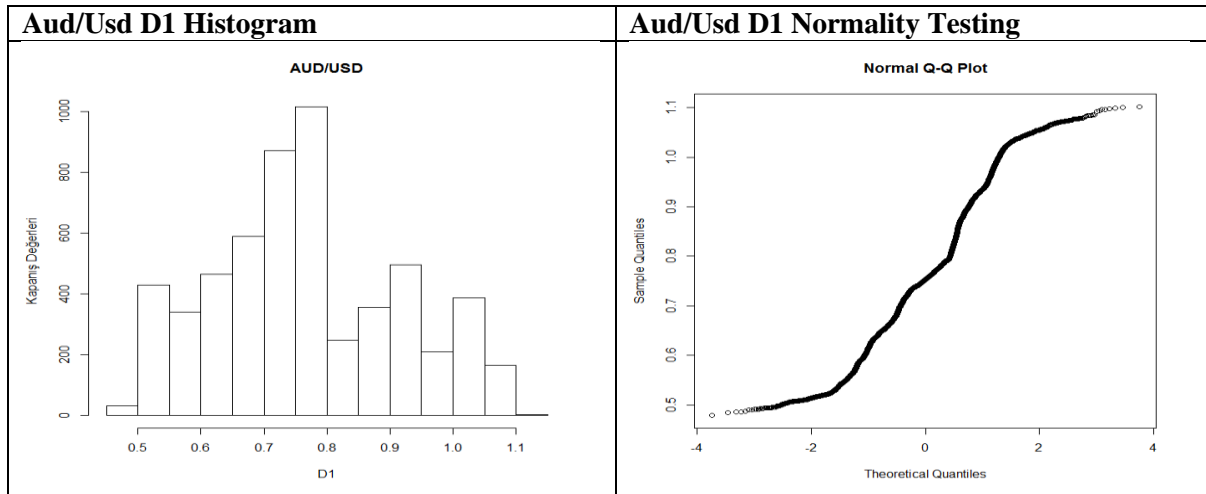
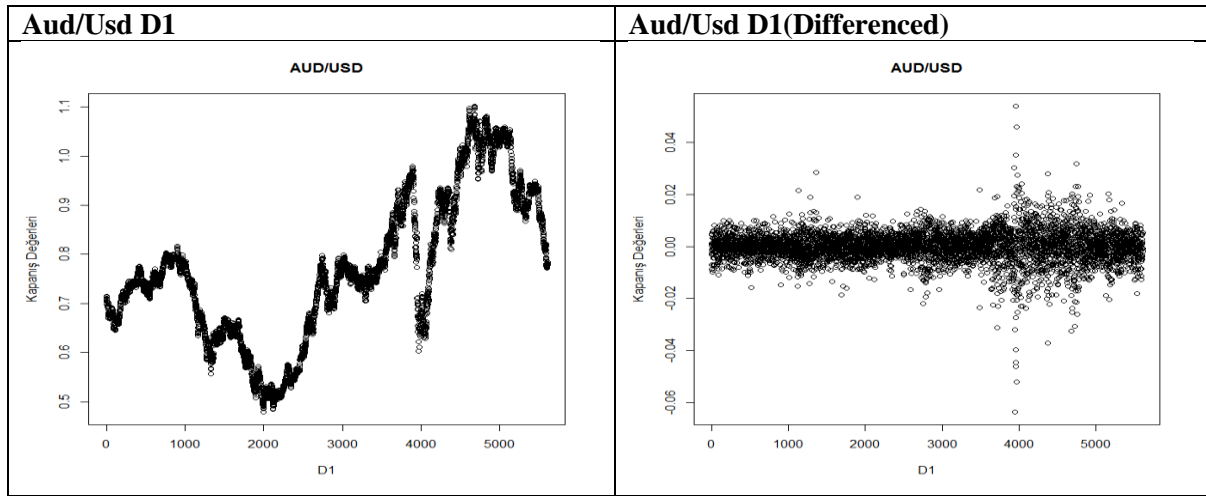
AUD/USD 1H (Time Series Analysis 1)



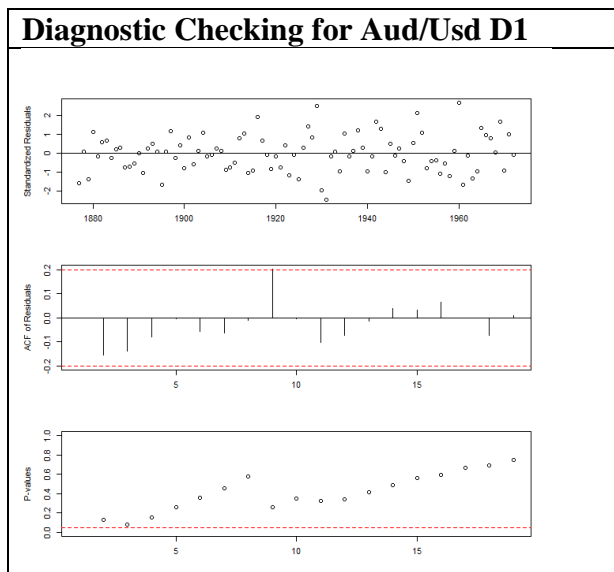
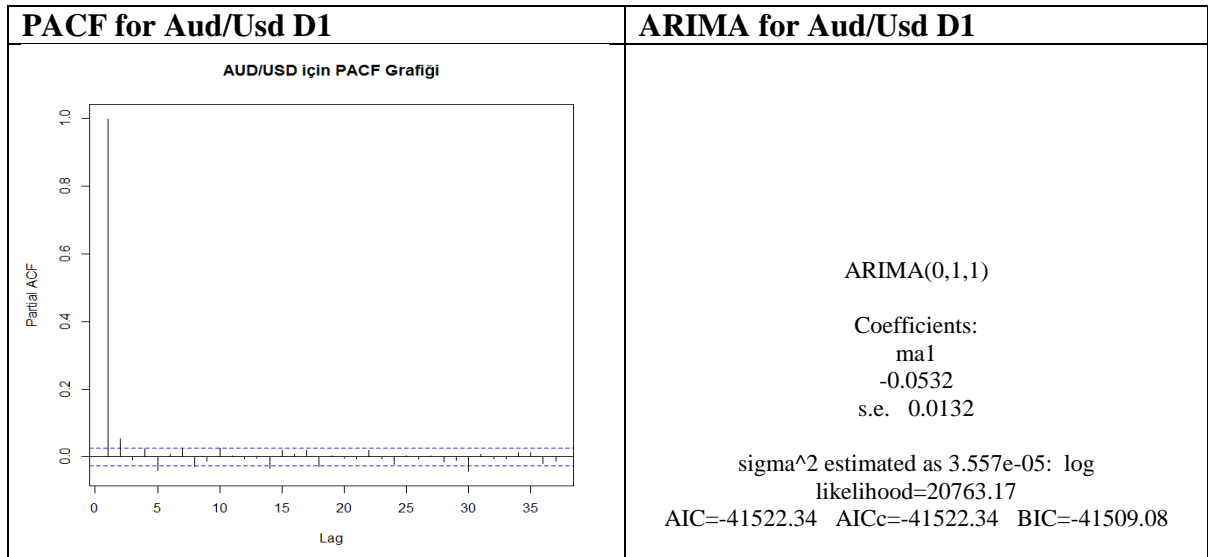
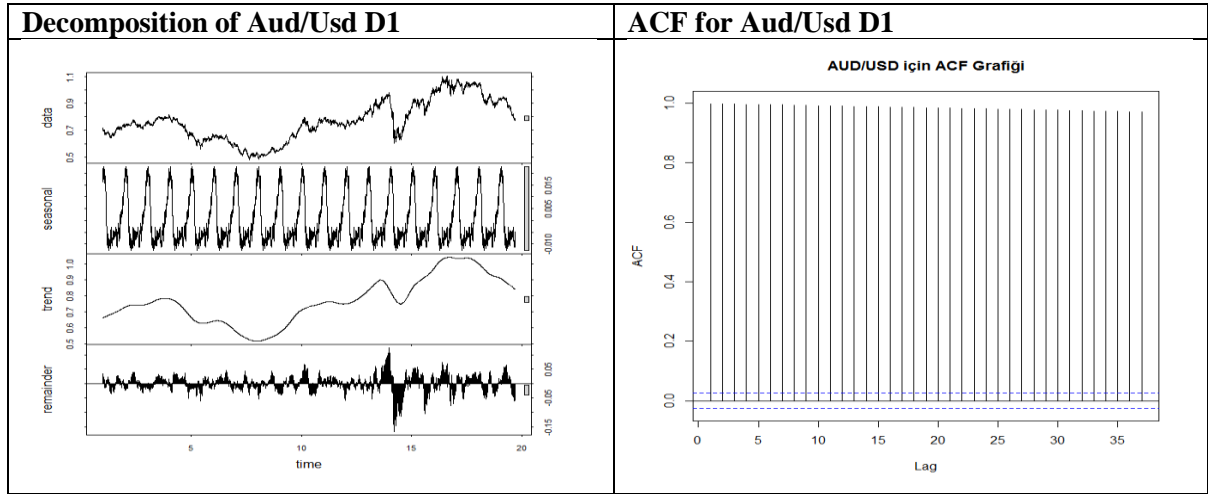
AUD/USD 1H (Time Series Analysis 2)



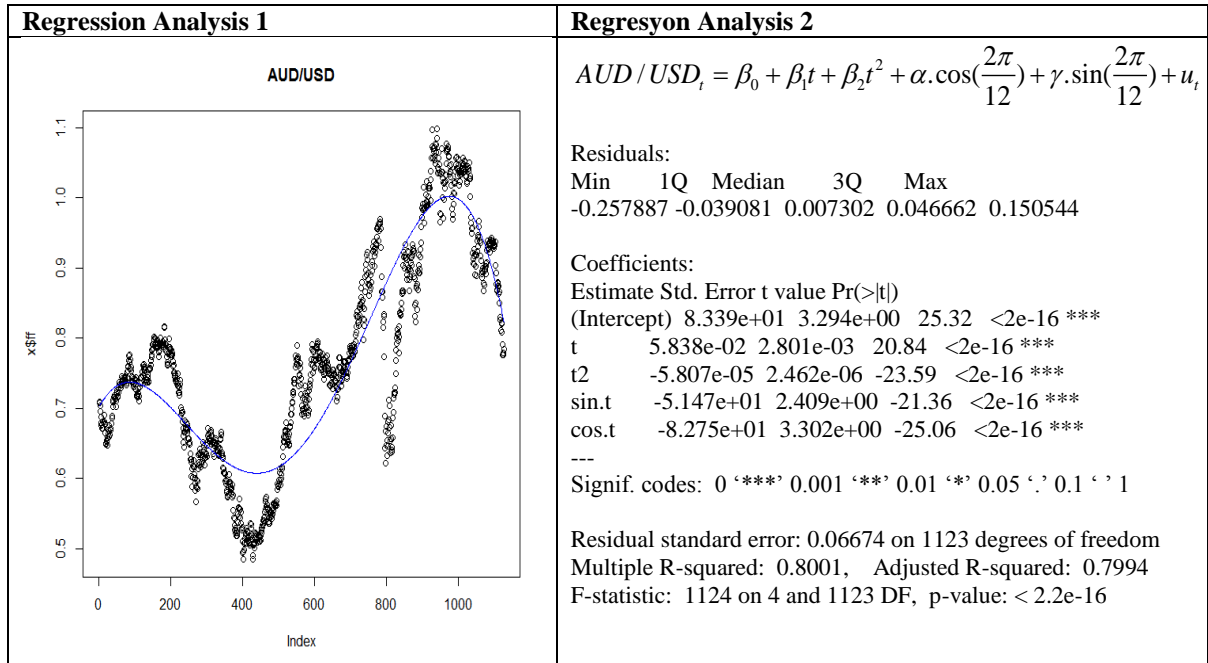
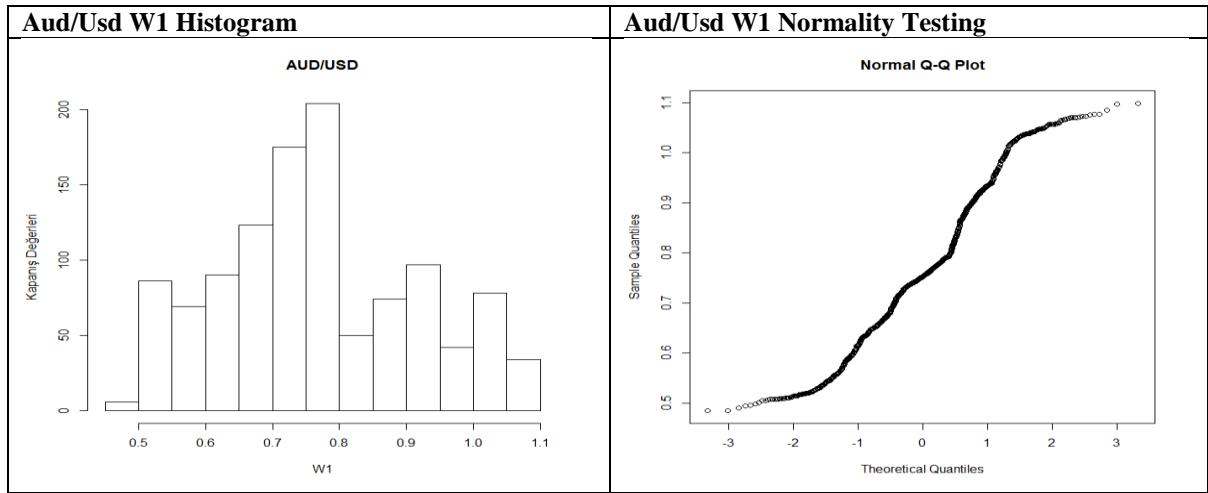
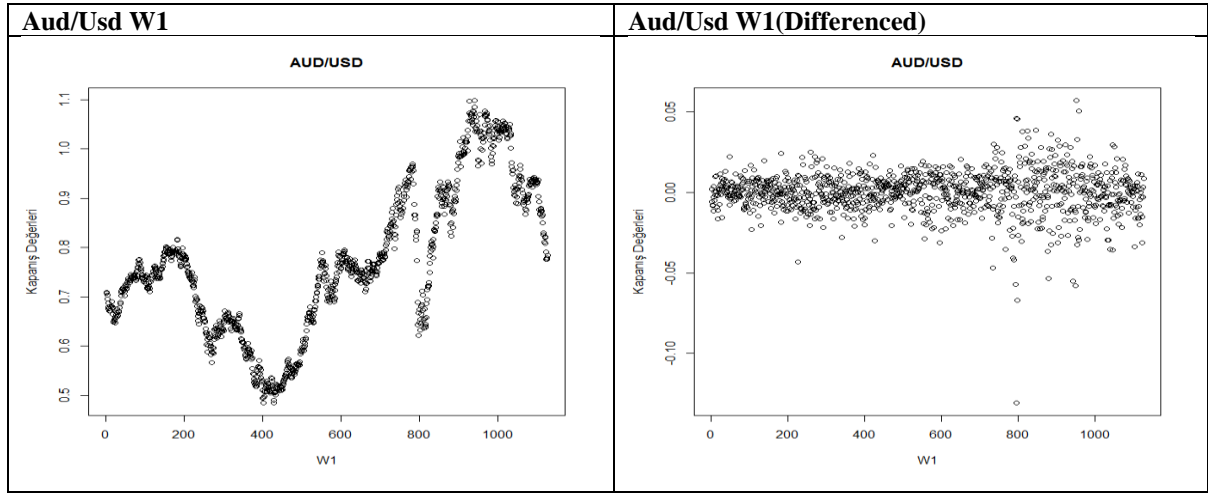
AUD/USD D1 (Time Series Analysis 1)



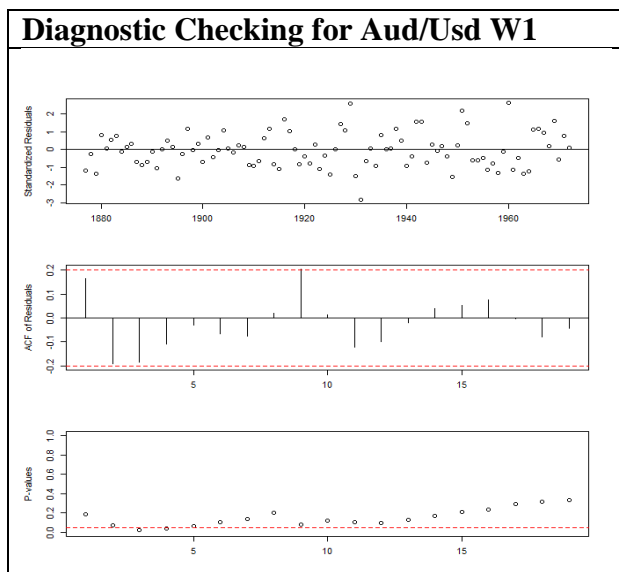
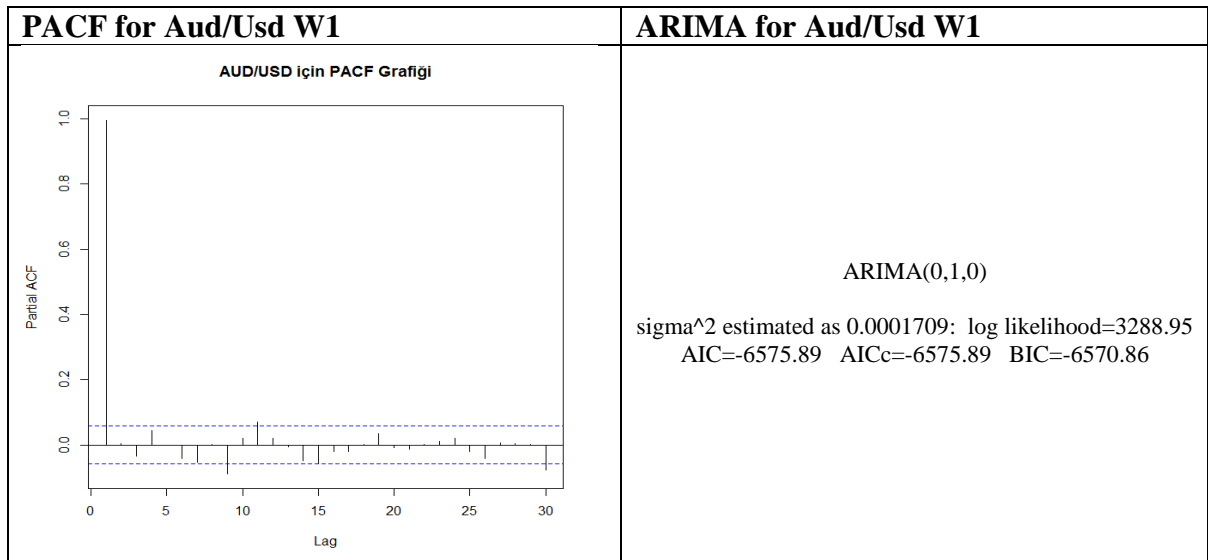
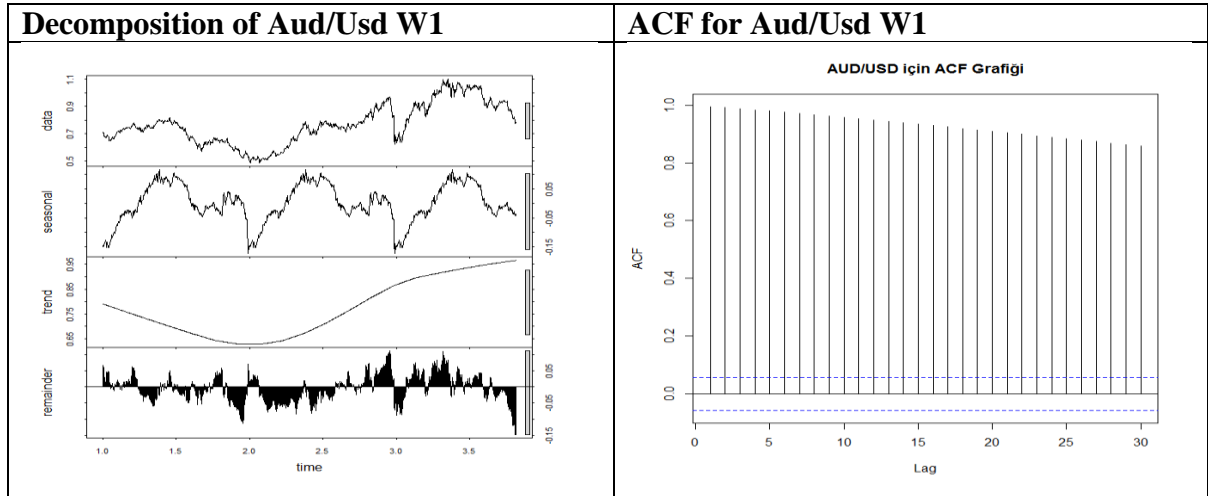
AUD/USD D1 (Time Series Analysis 2)



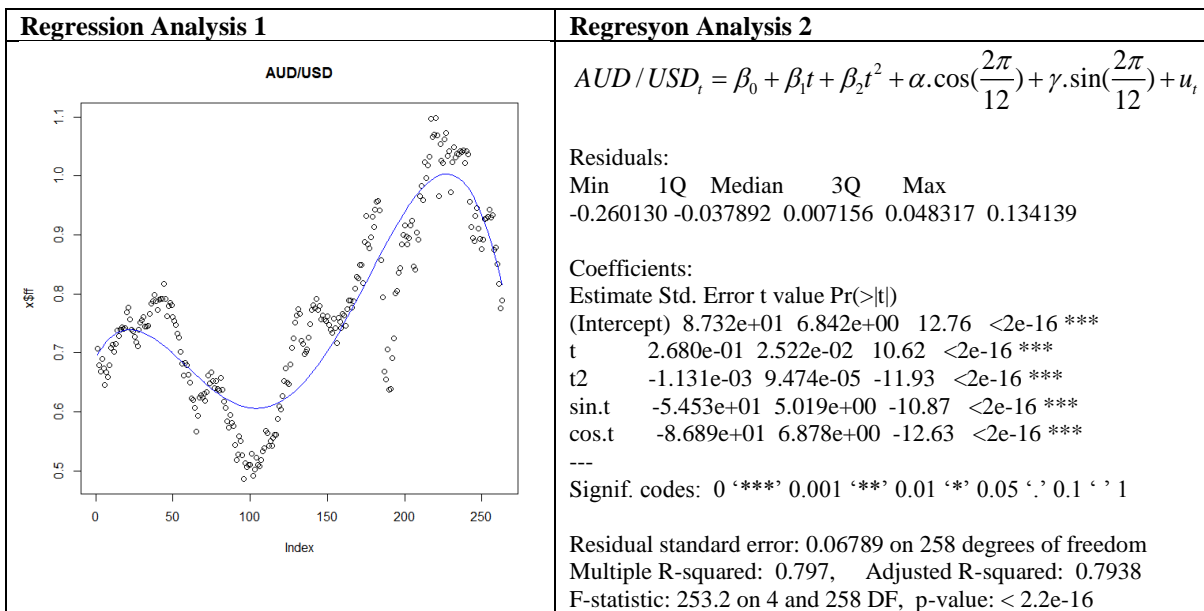
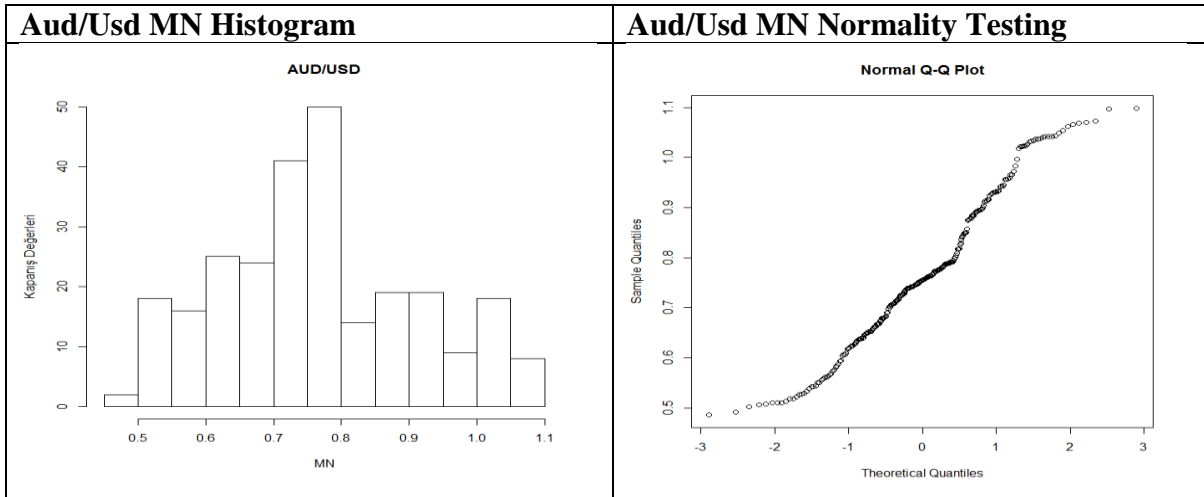
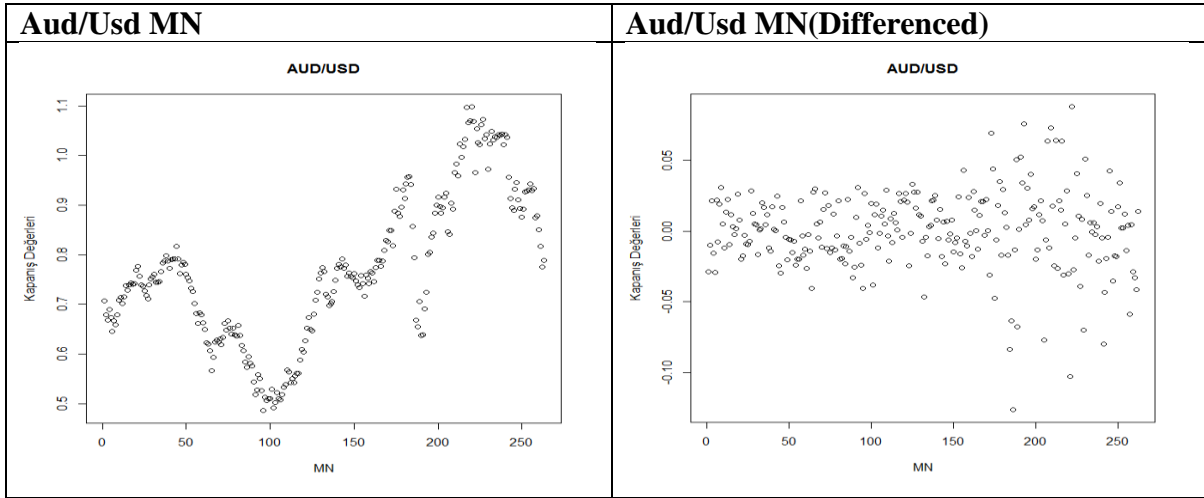
AUD/USD W1 (Time Series Analysis 1)



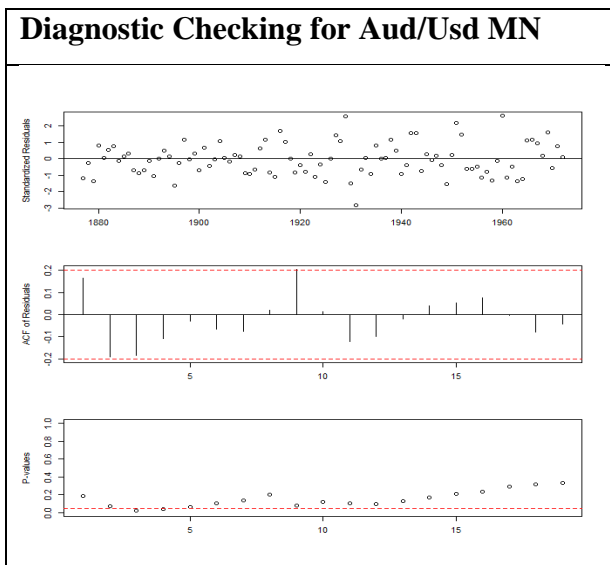
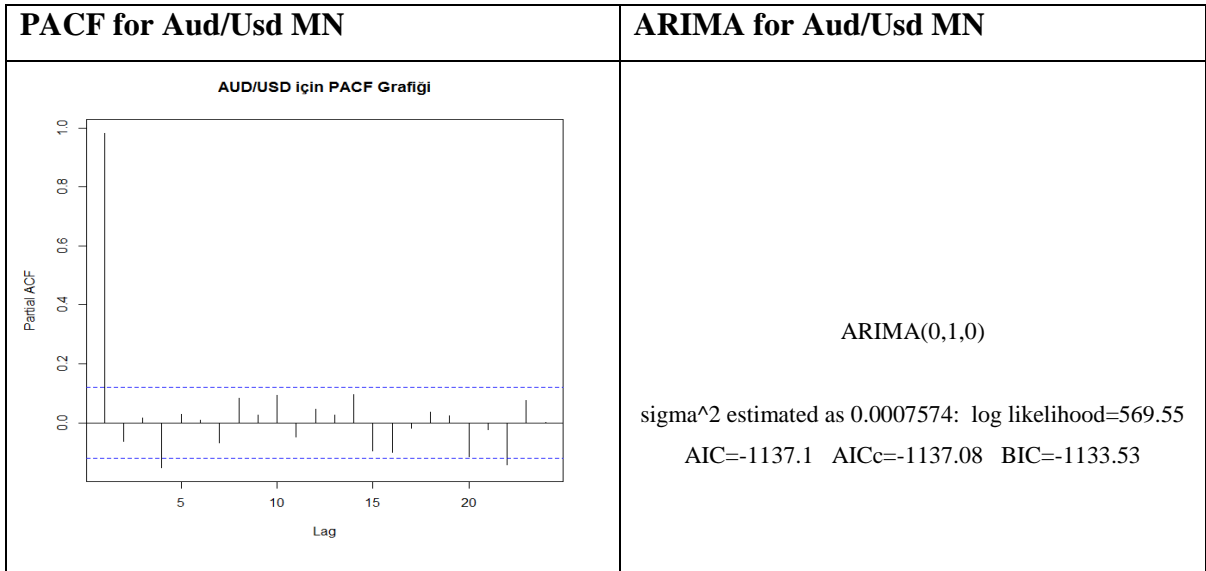
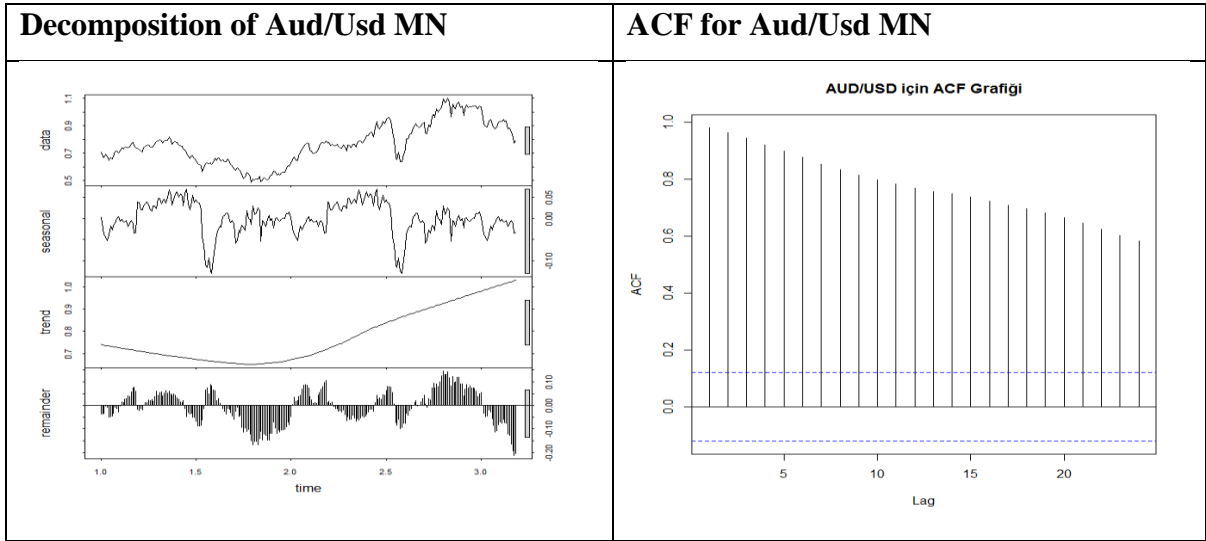
AUD/USD W1 (Time Series Analysis 2)



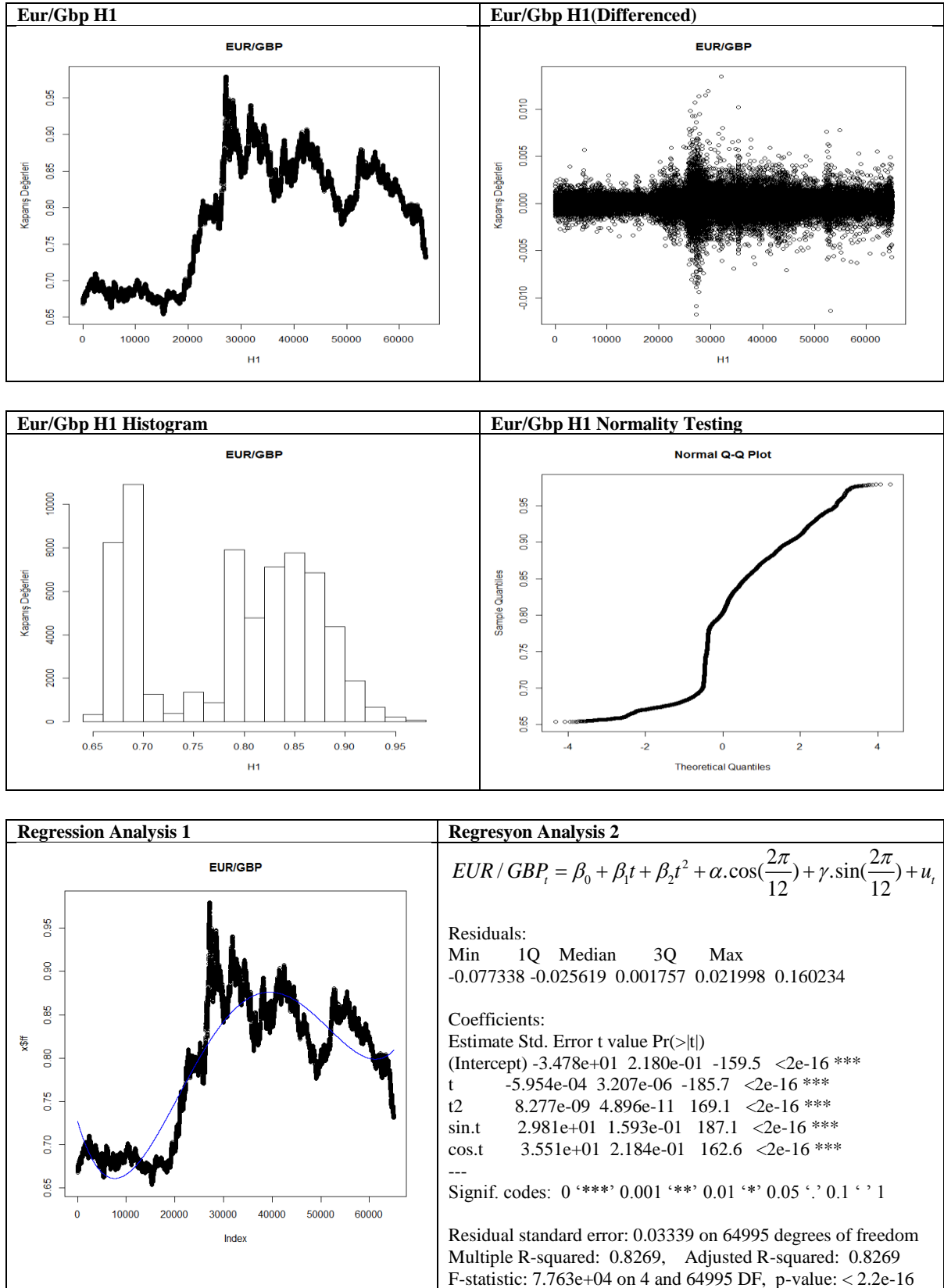
AUD/USD MN (Time Series Analysis 1)



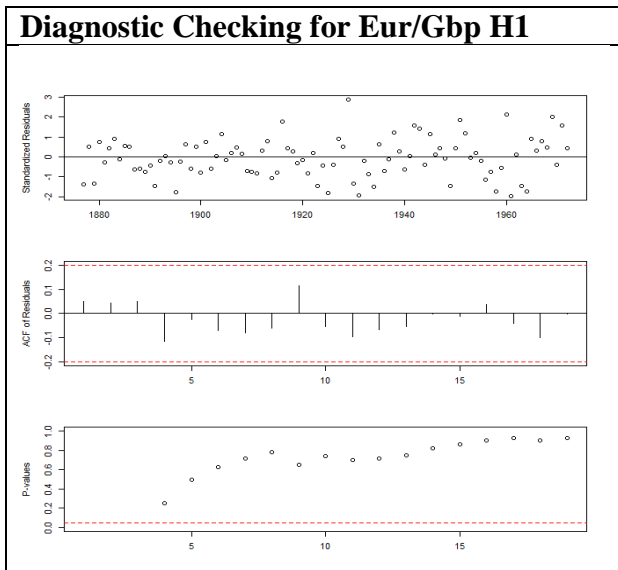
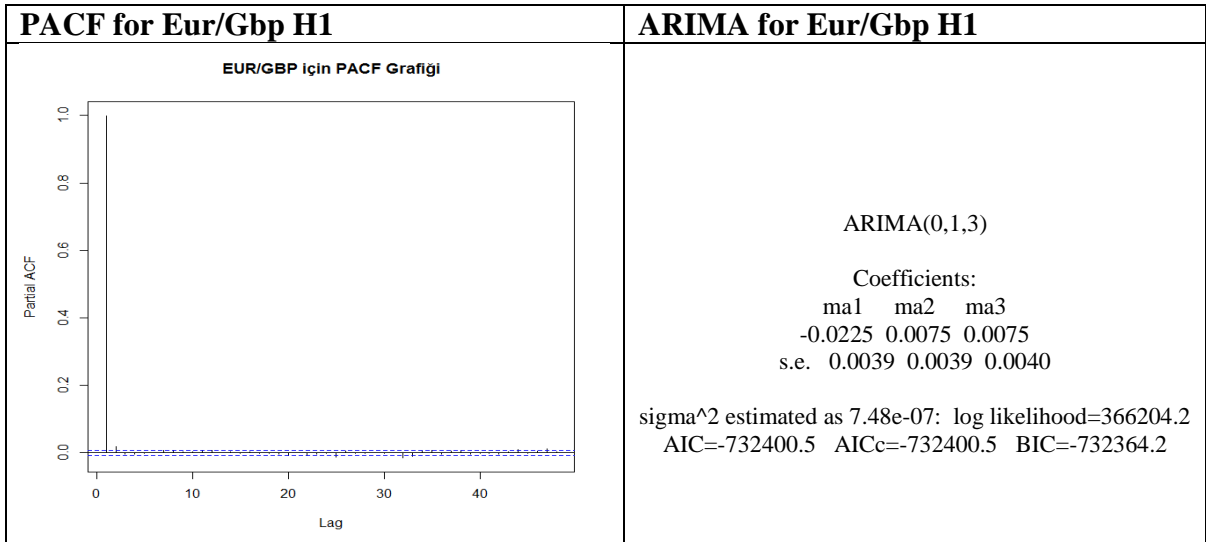
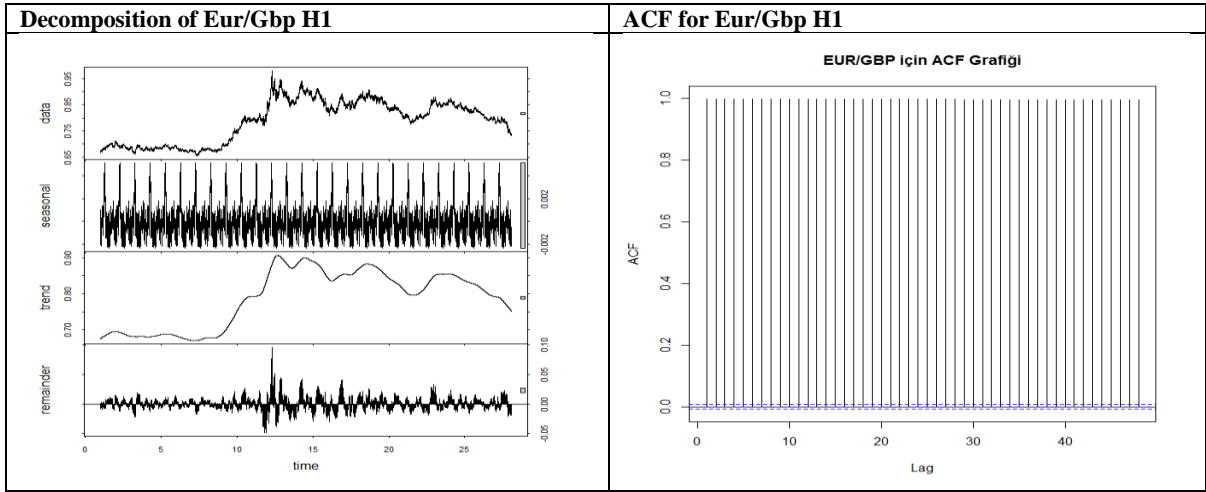
AUD/USD MN (Time Series Analysis 2)



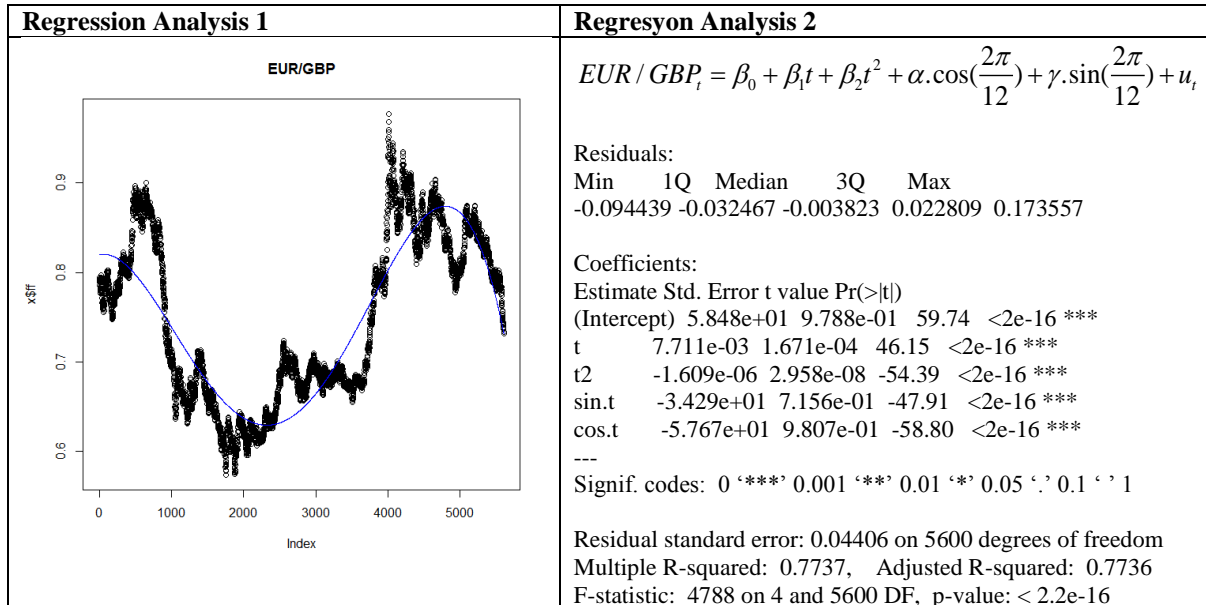
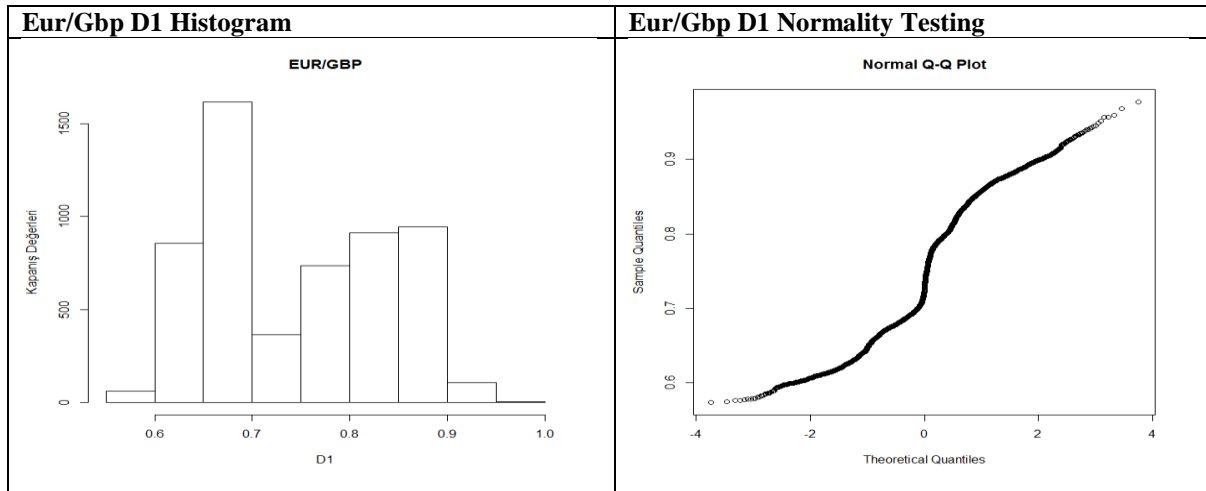
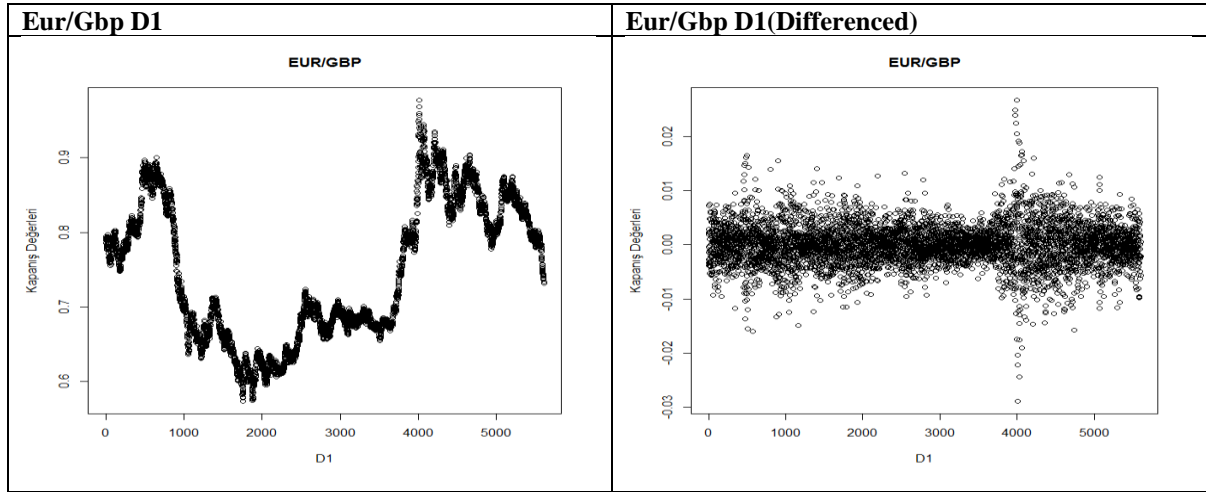
EUR/GBP H1 (Time Series Analysis 1)



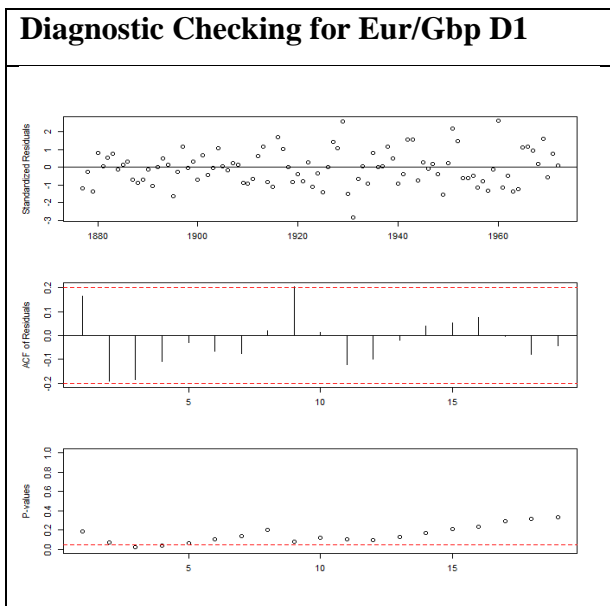
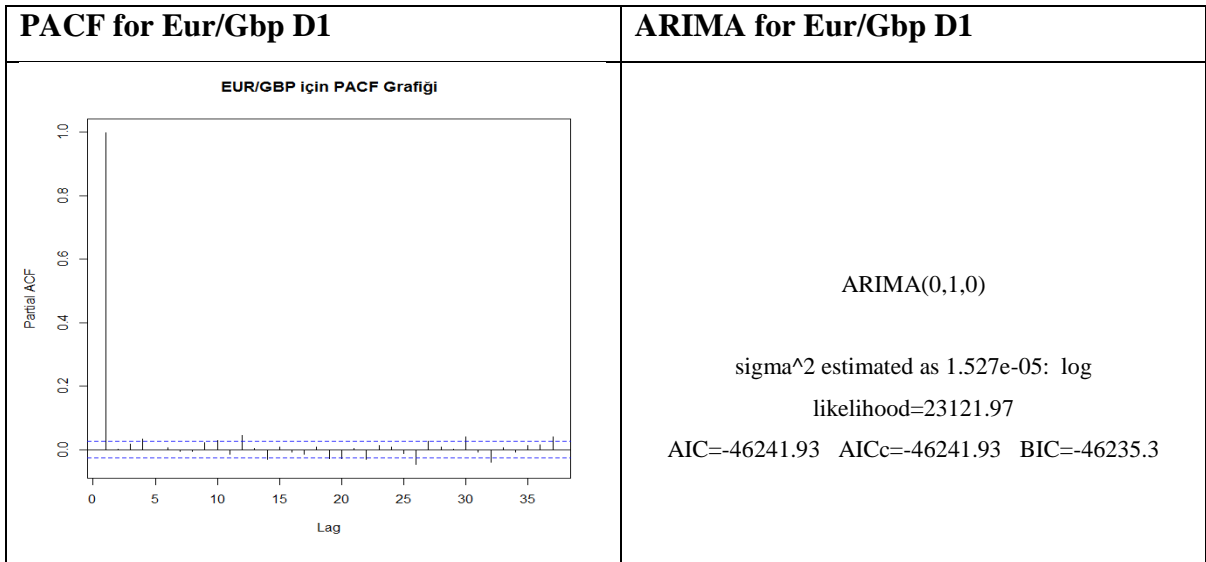
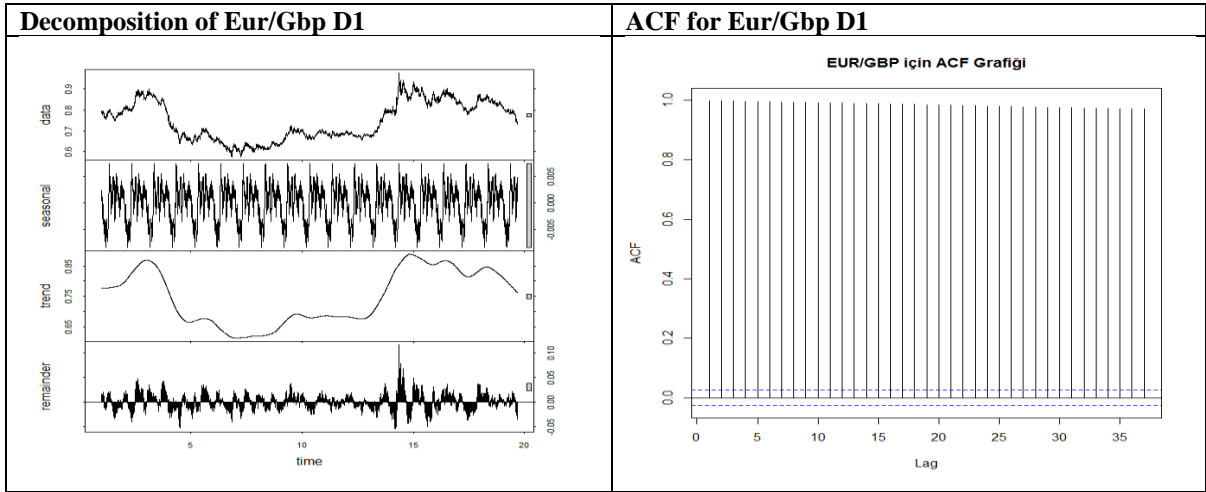
EUR/GBP H1 (Time Series Analysis 2)



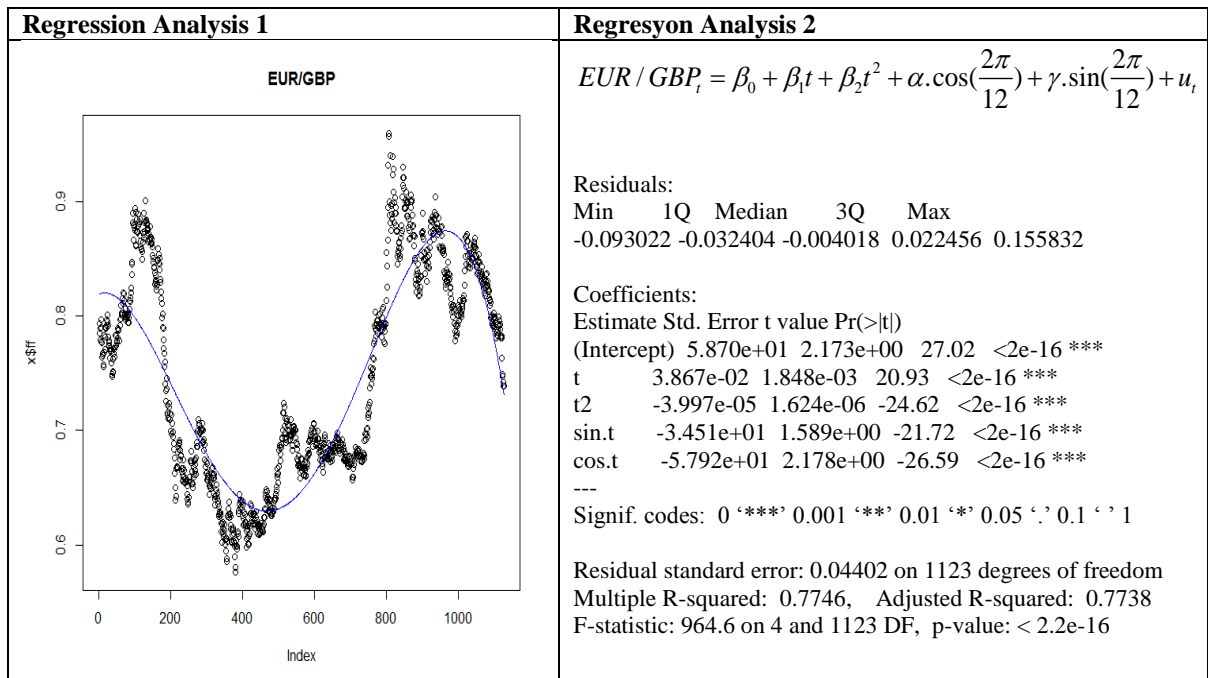
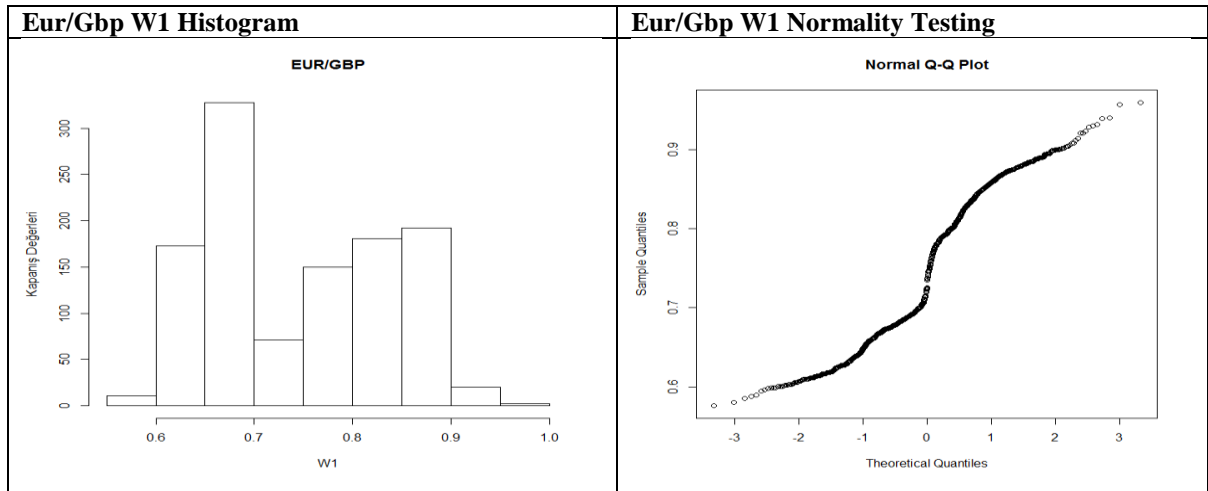
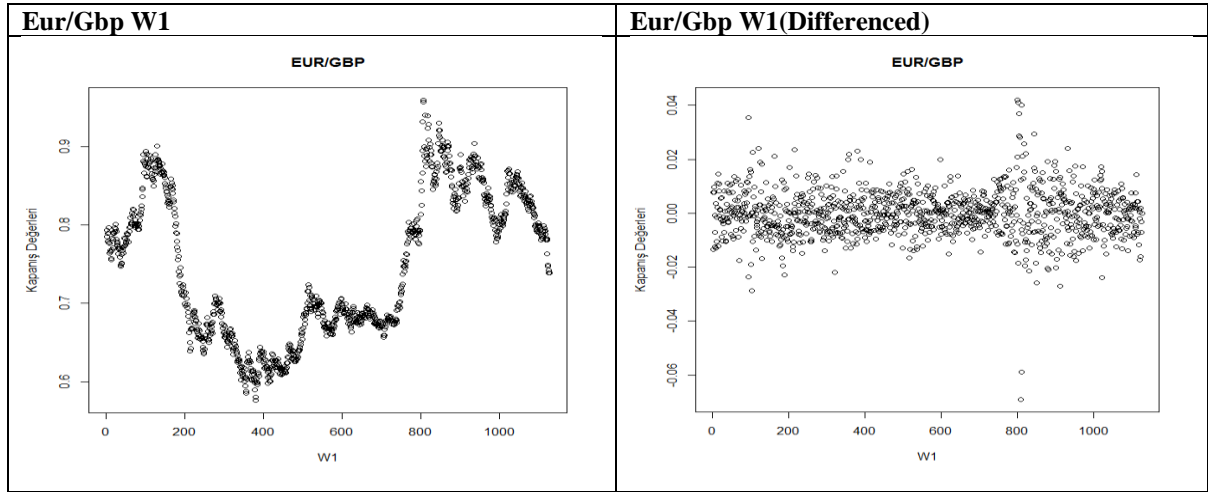
EUR/GBP D1 (Time Series Analysis 1)



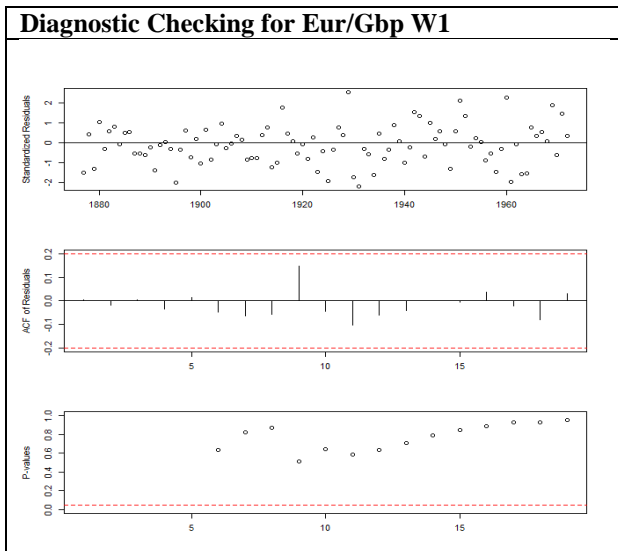
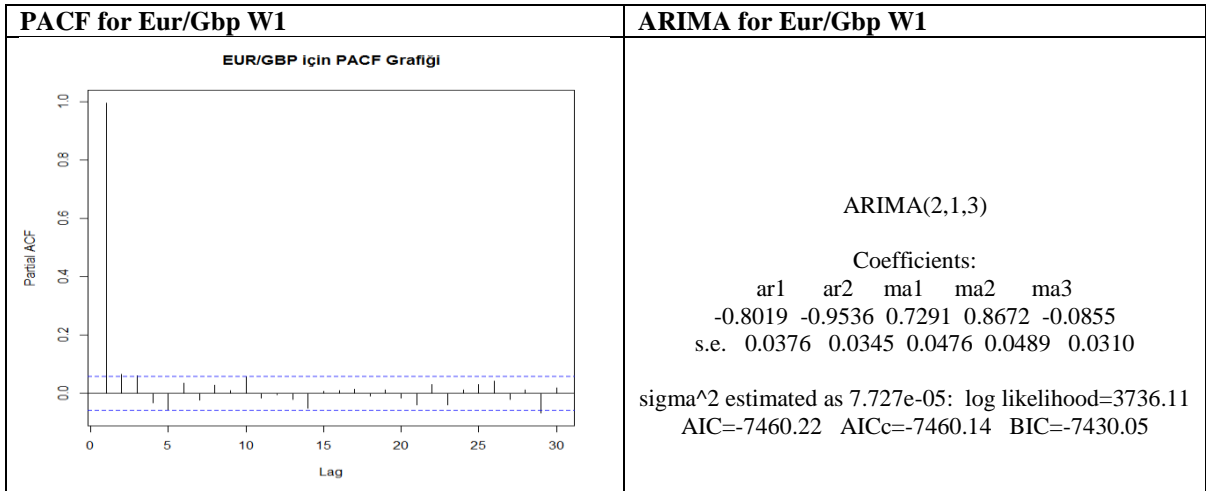
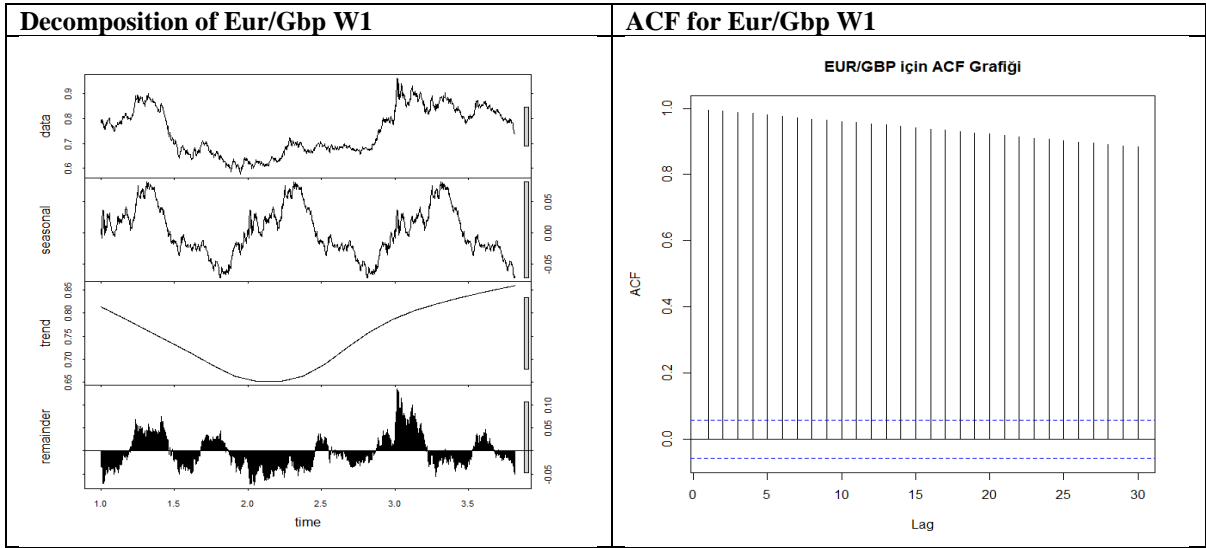
EUR/GBP D1 (Time Series Analysis 2)



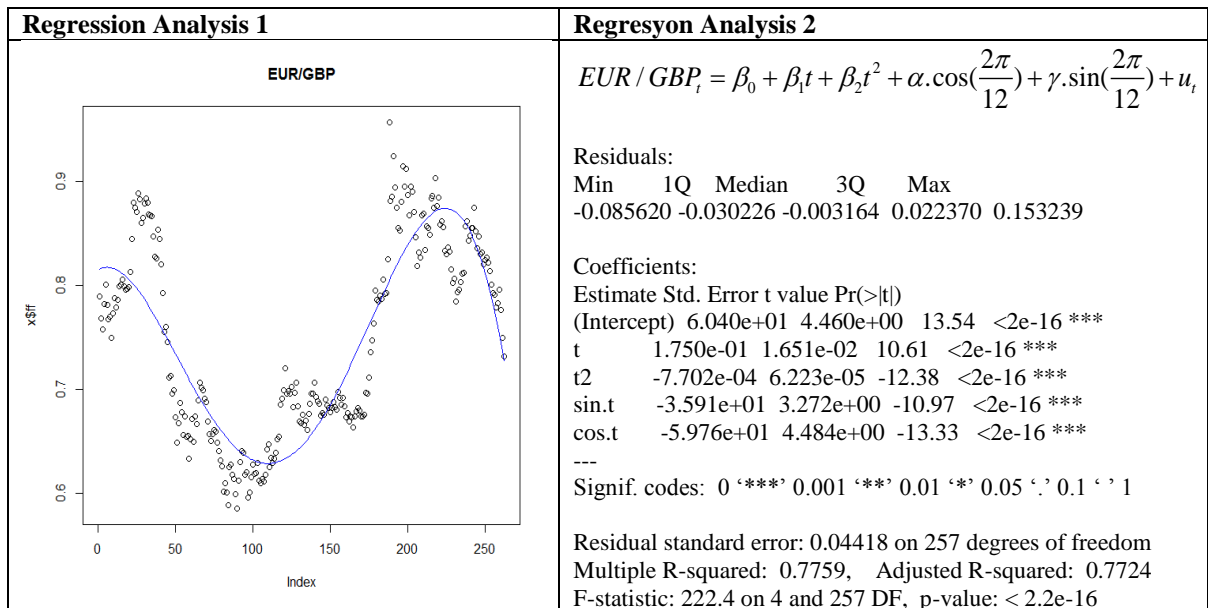
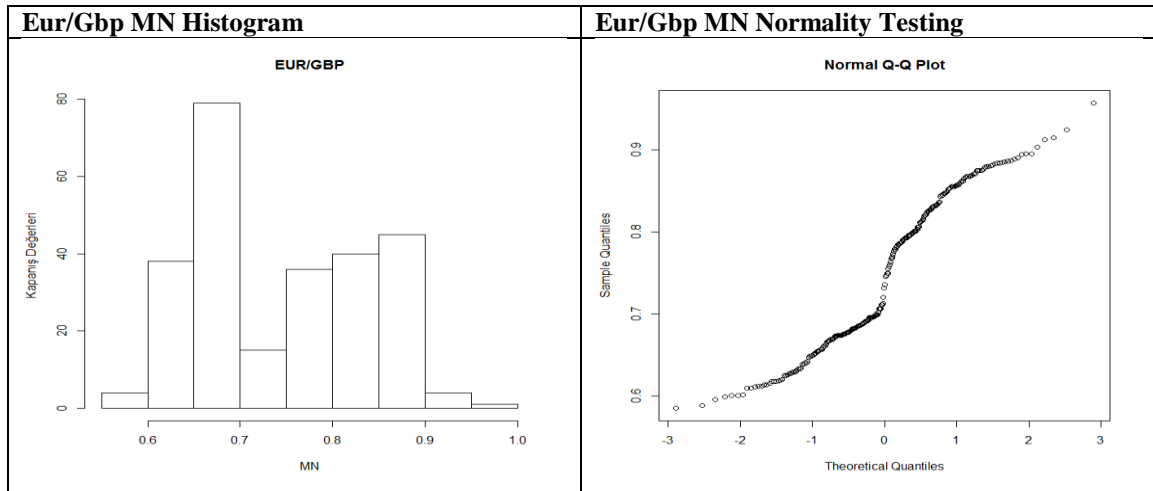
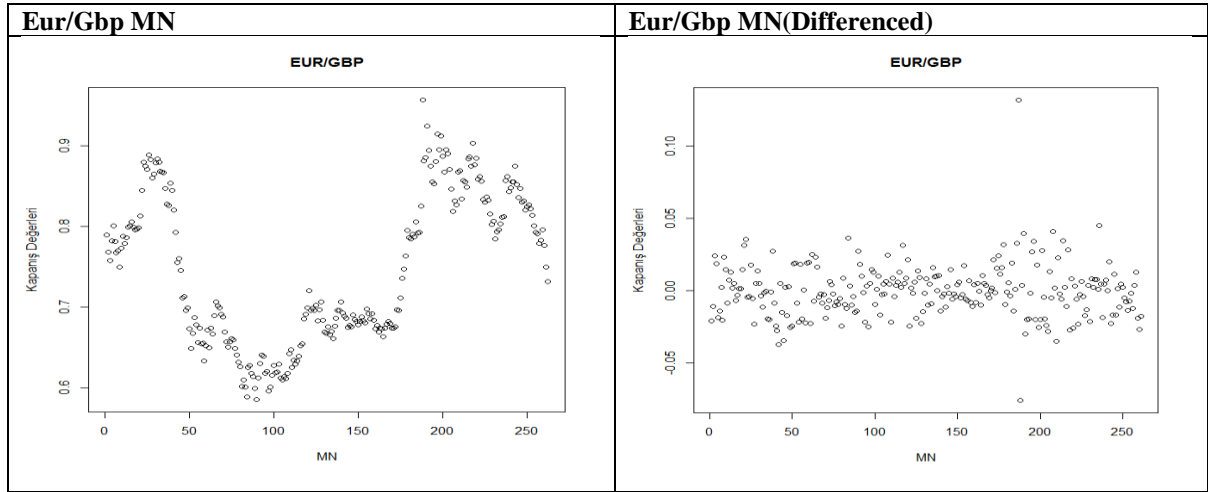
EUR/GBP W1 (Time Series Analysis 1)



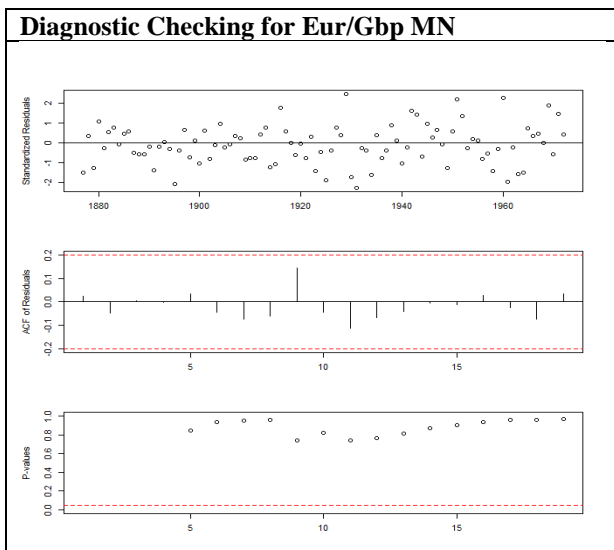
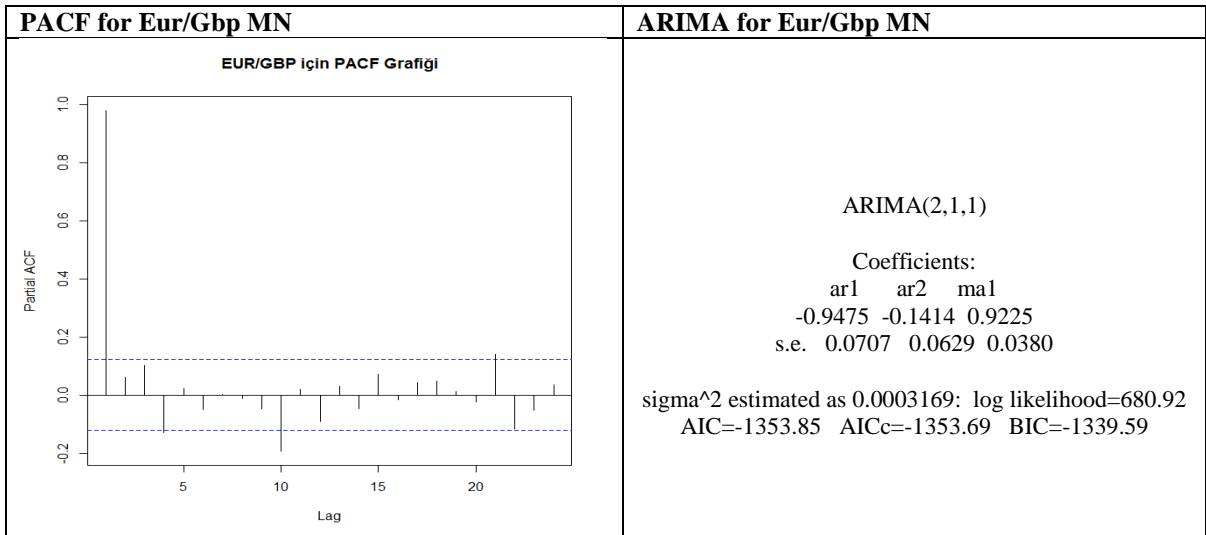
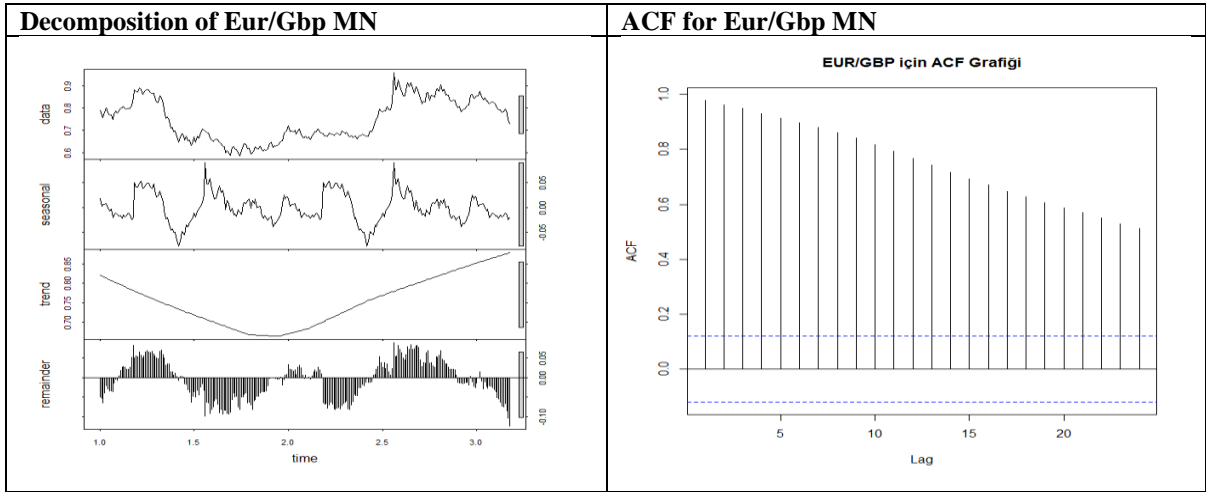
EUR/GBP W1 (Time Series Analysis 2)



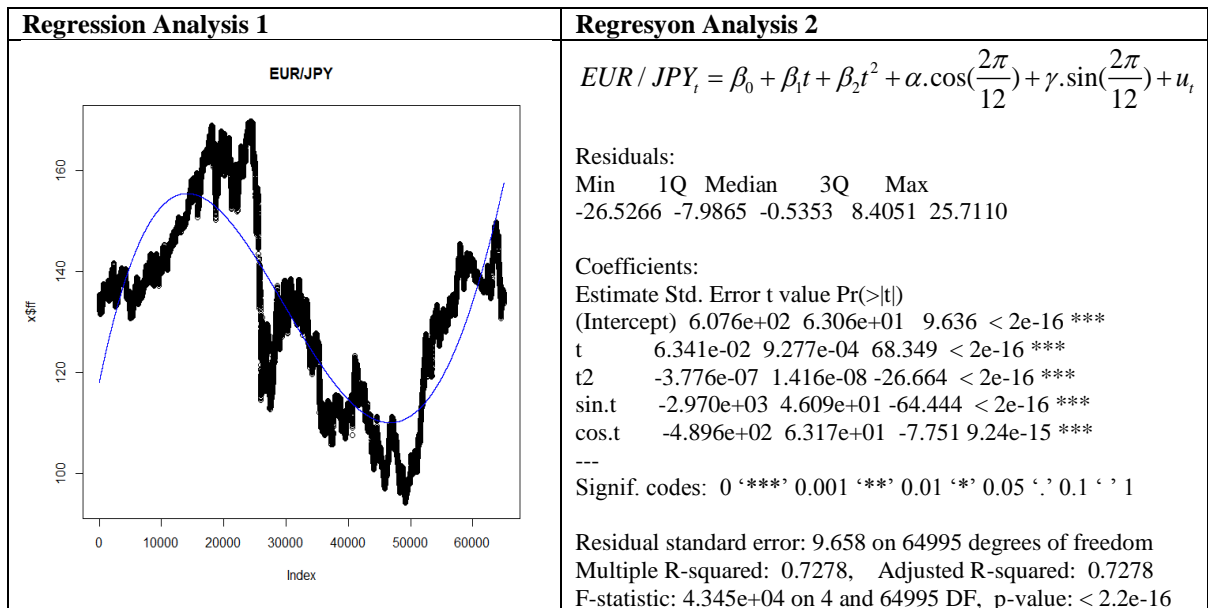
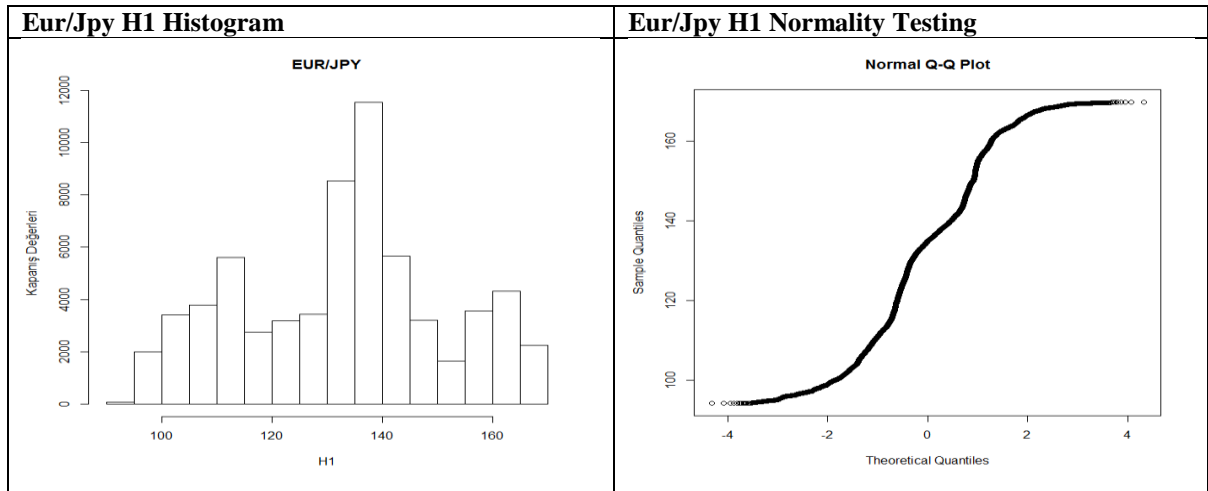
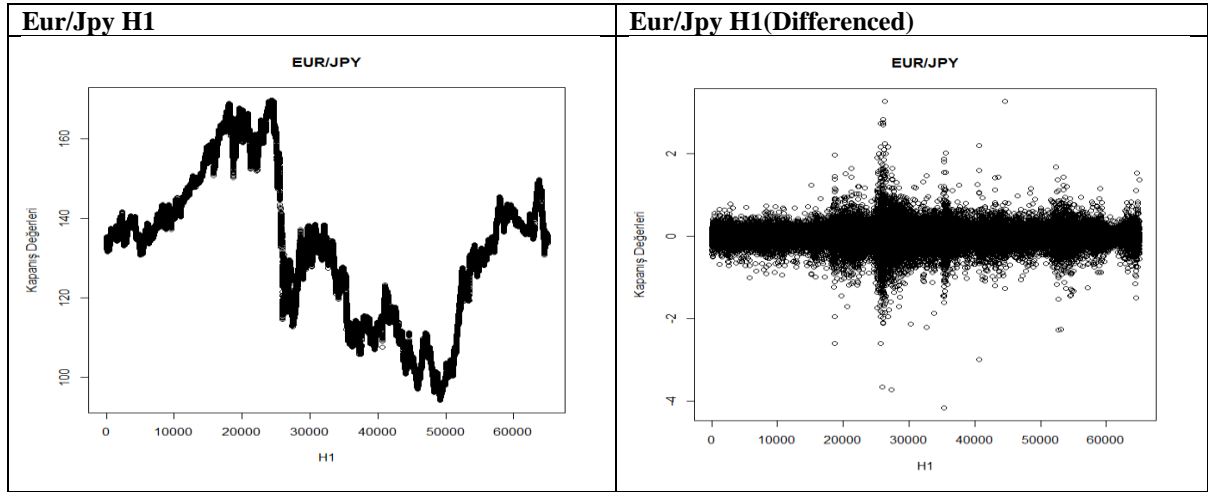
EUR/GBP MN (Time Series Analysis 1)



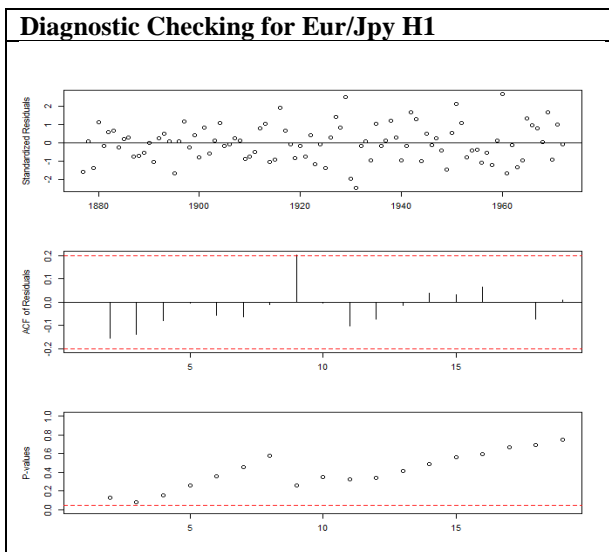
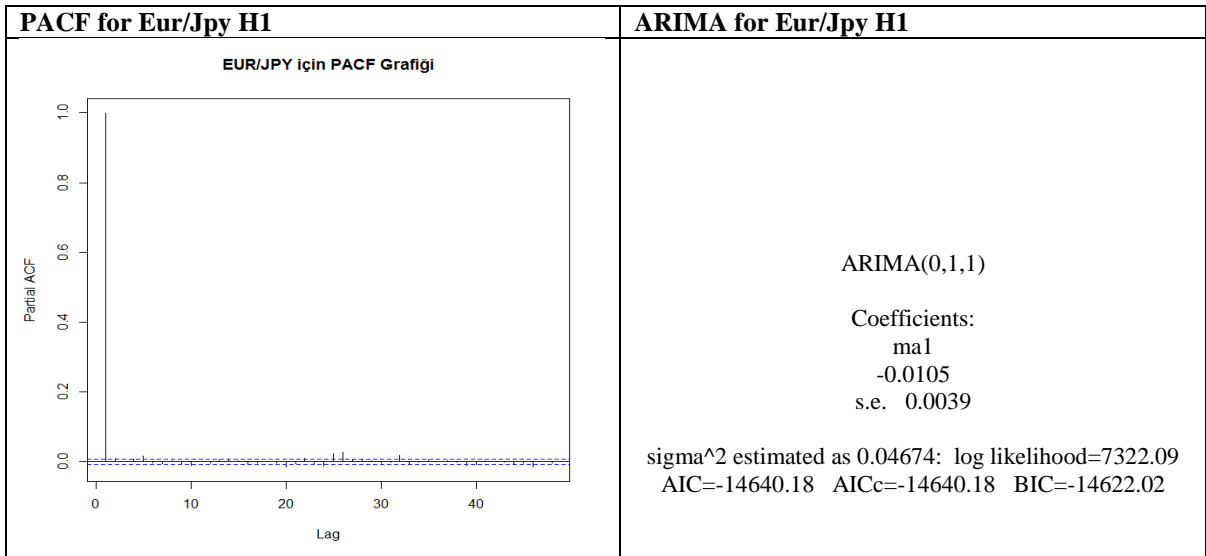
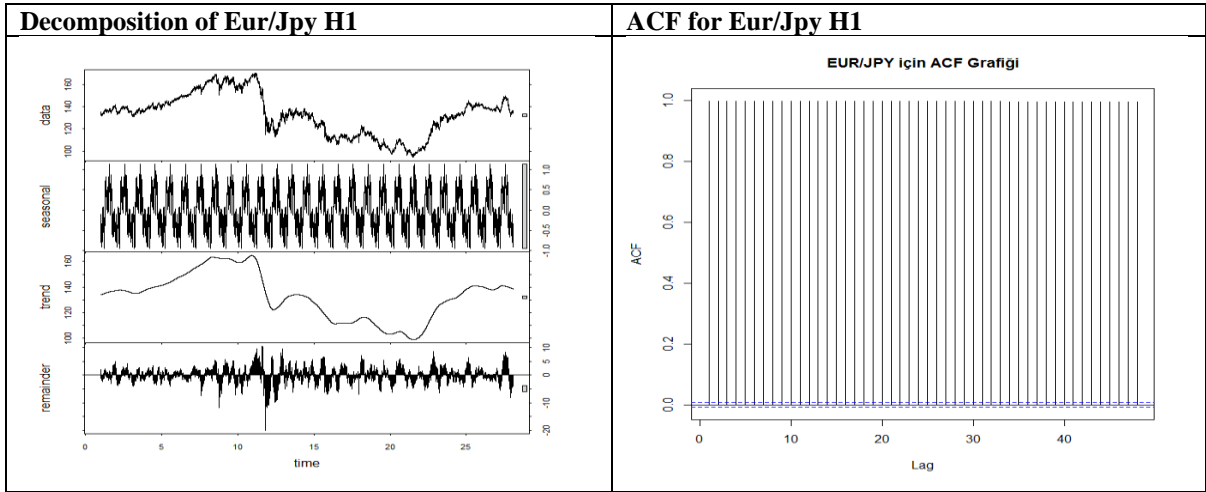
EUR/GBP MN (Time Series Analysis 2)



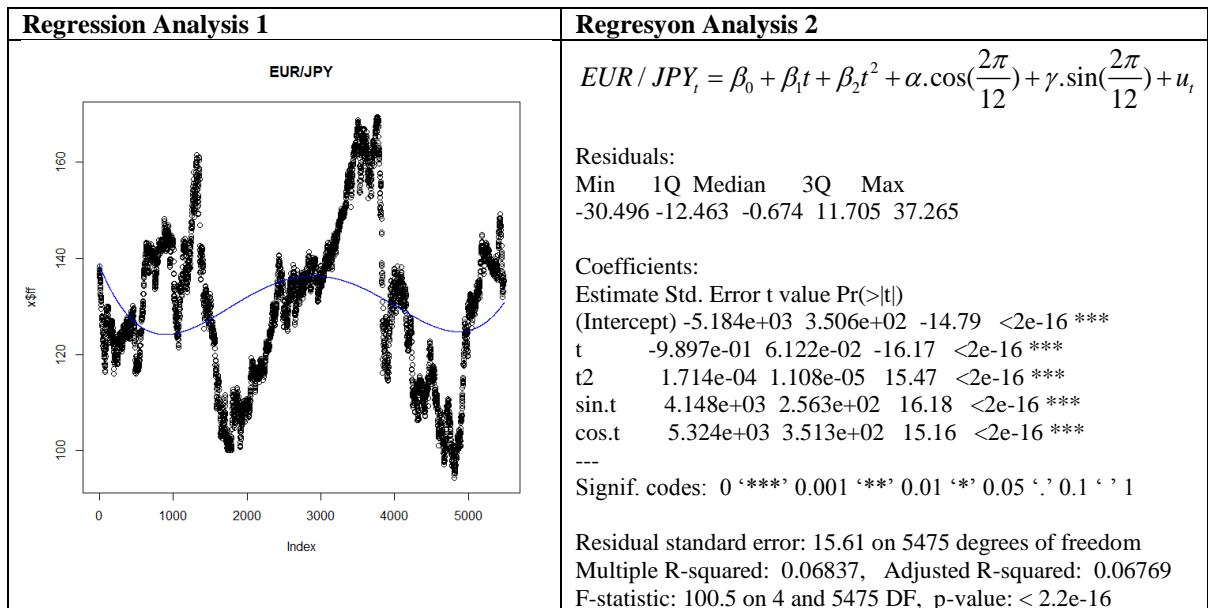
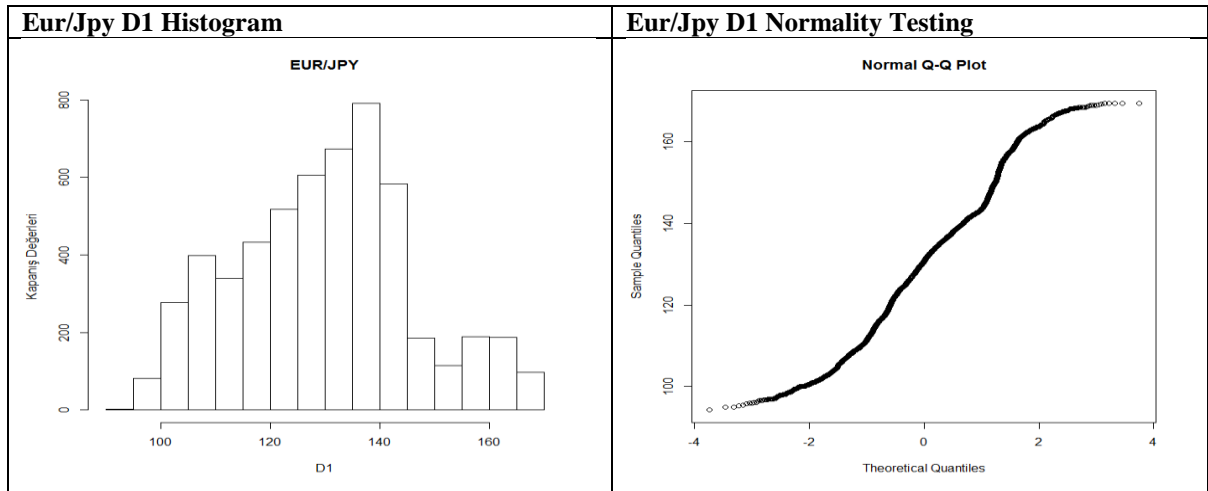
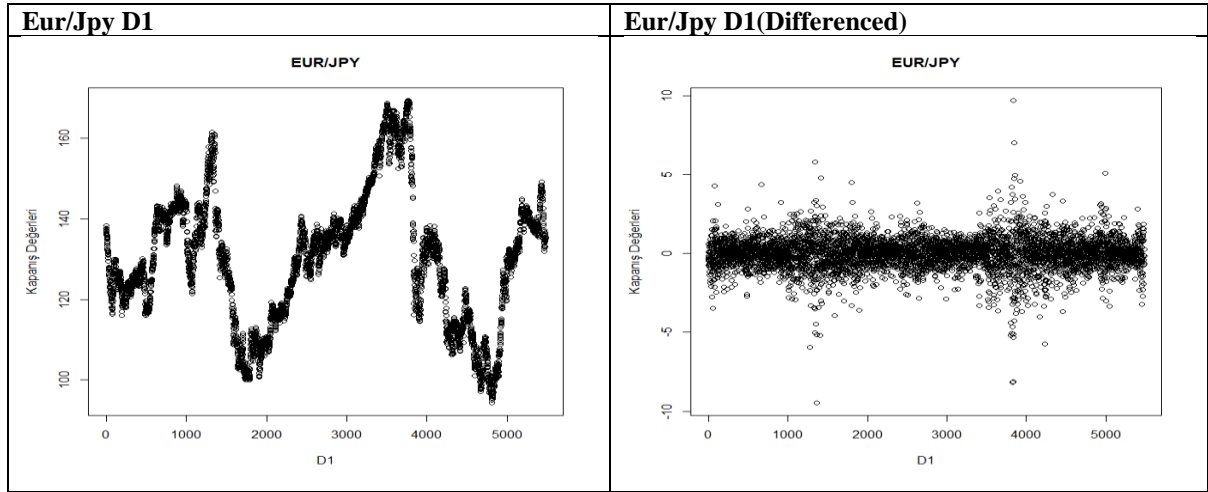
EUR/JPY H1 (Time Series Analysis 1)



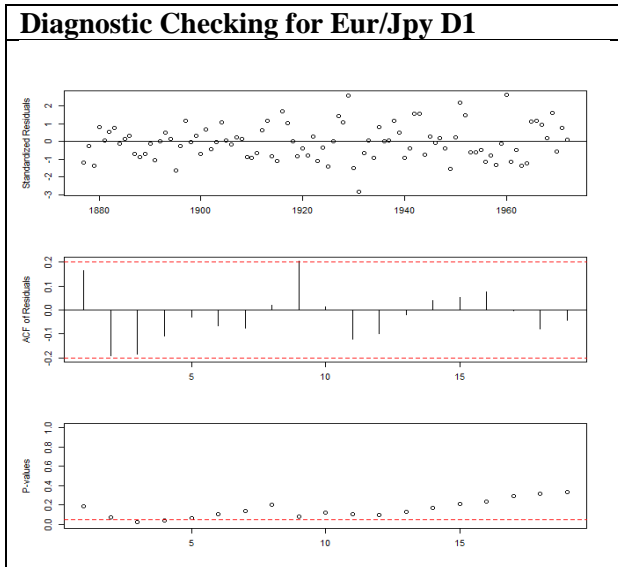
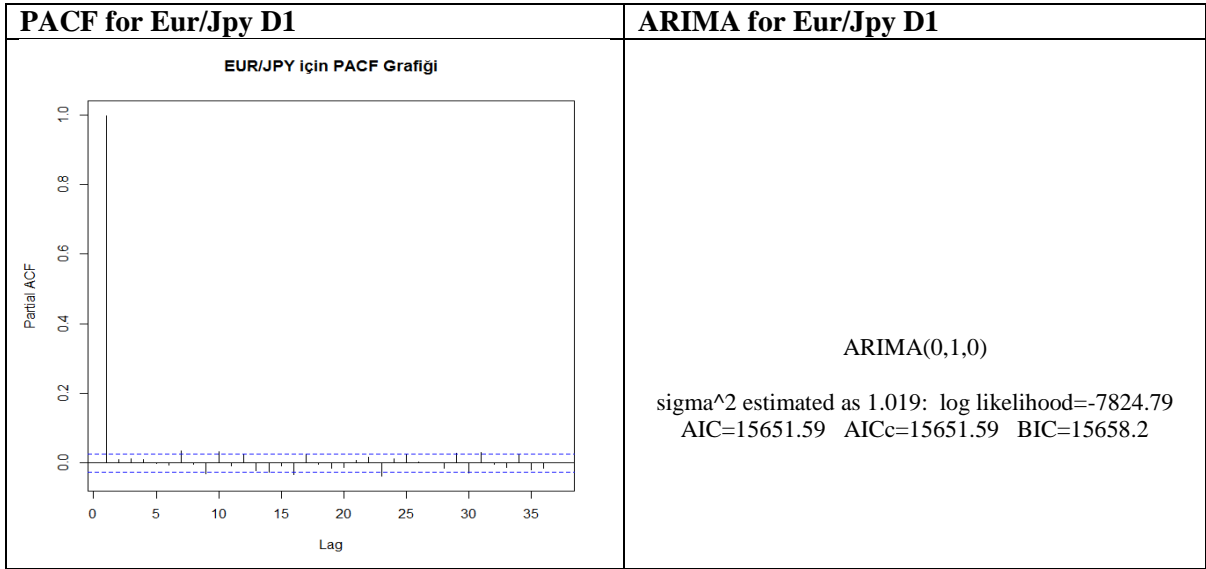
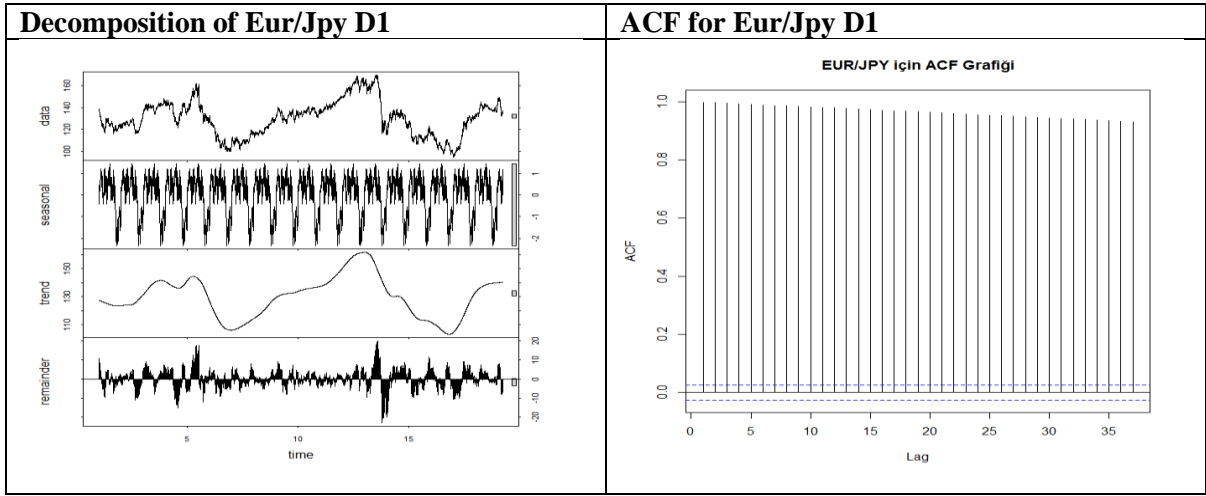
EUR/JPY H1 (Time Series Analysis 2)



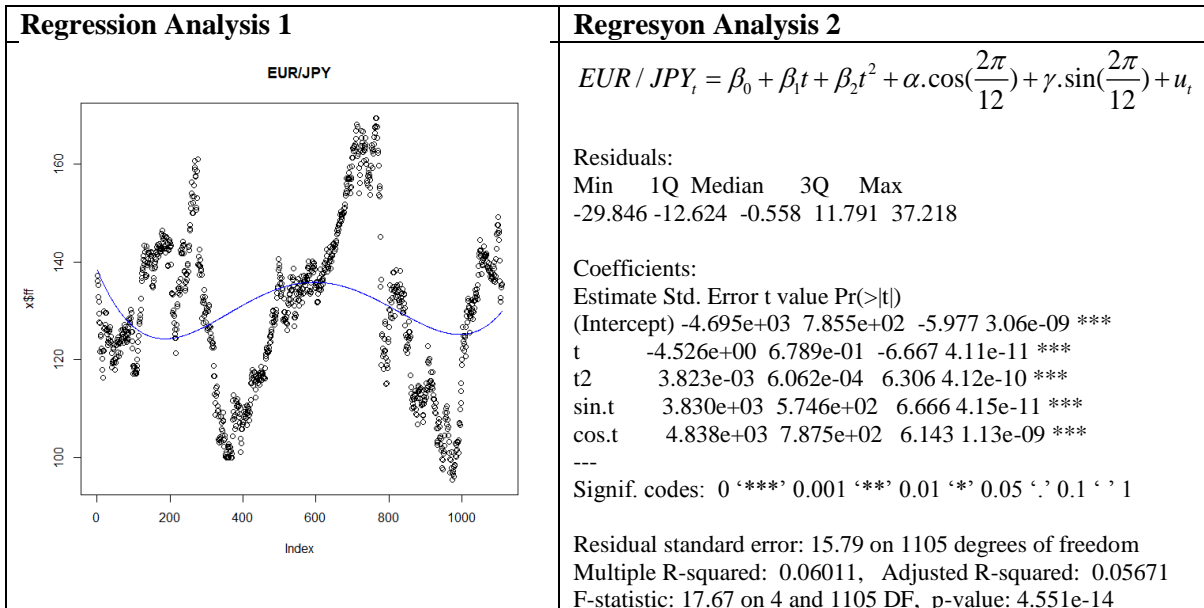
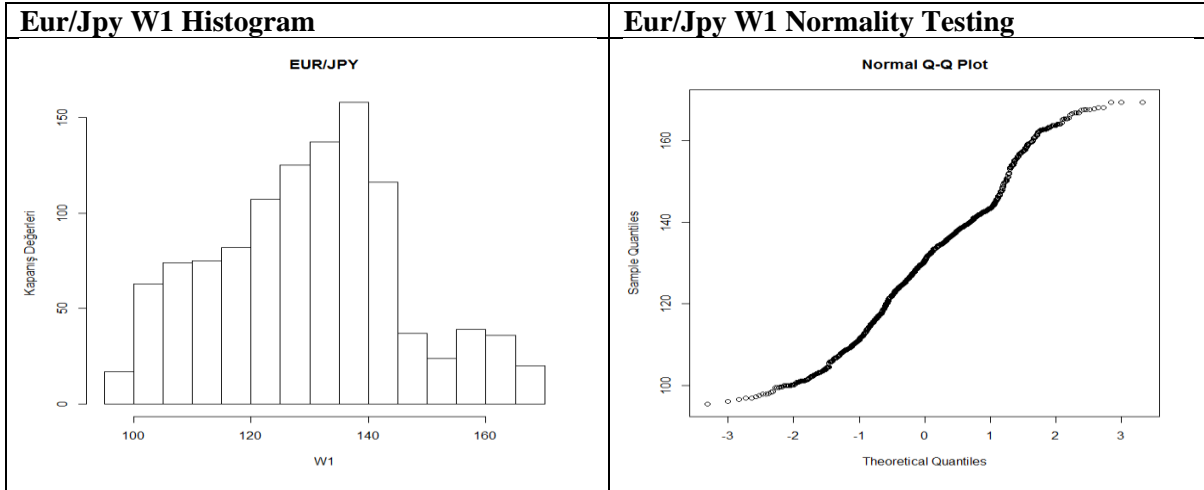
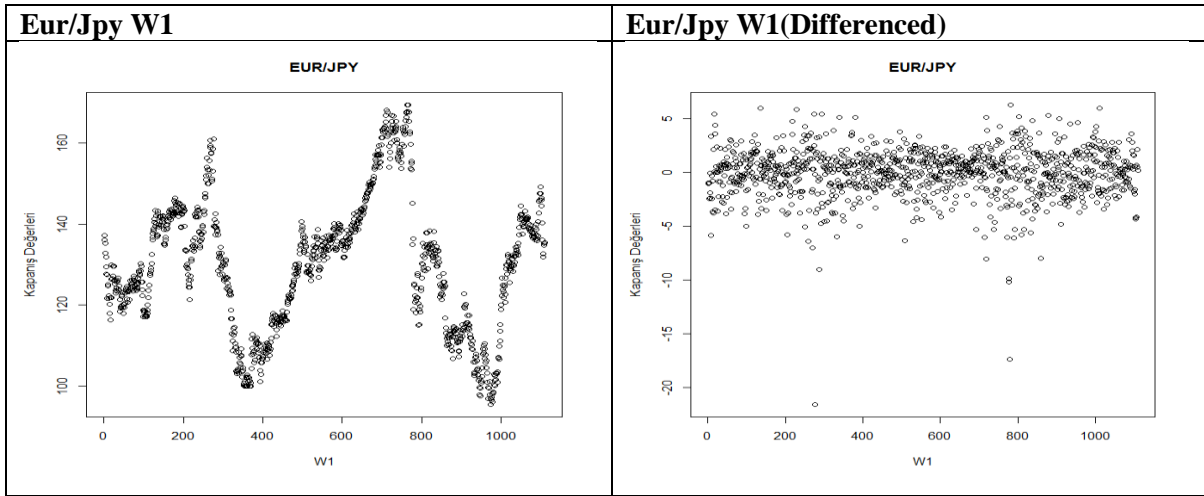
EUR/JPY D1 (Time Series Analysis 1)



EUR/JPY D1 (Time Series Analysis 2)

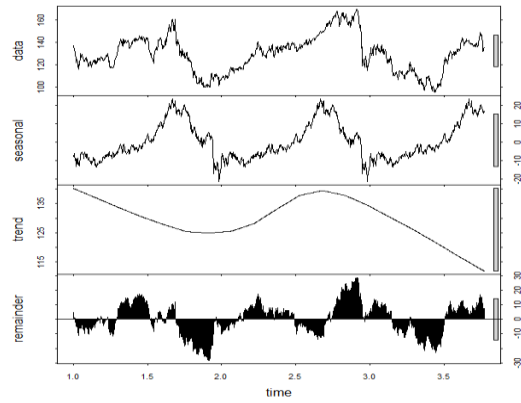


EUR/JPY W1 (Time Series Analysis 1)

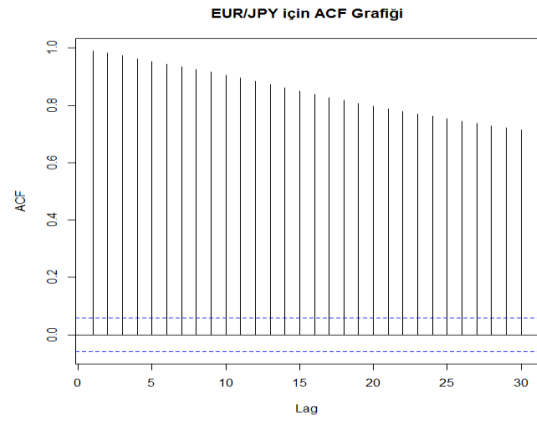


EUR/JPY W1 (Time Series Analysis 2)

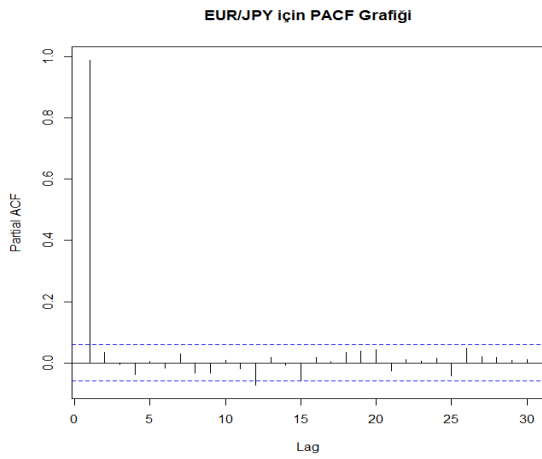
Decomposition of Eur/Jpy W1



ACF for Eur/Jpy W1



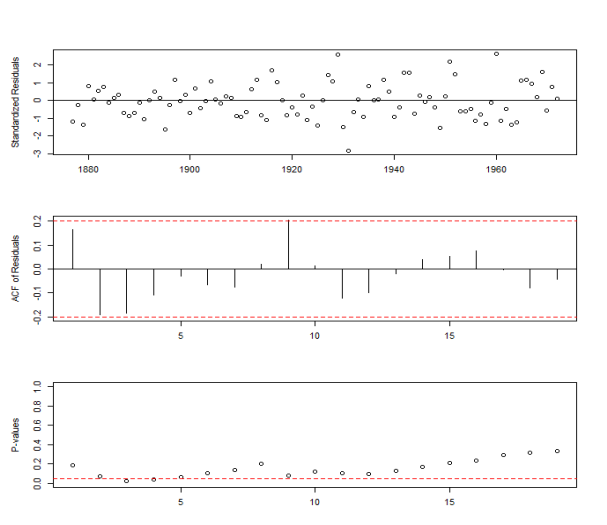
PACF for Eur/Jpy W1



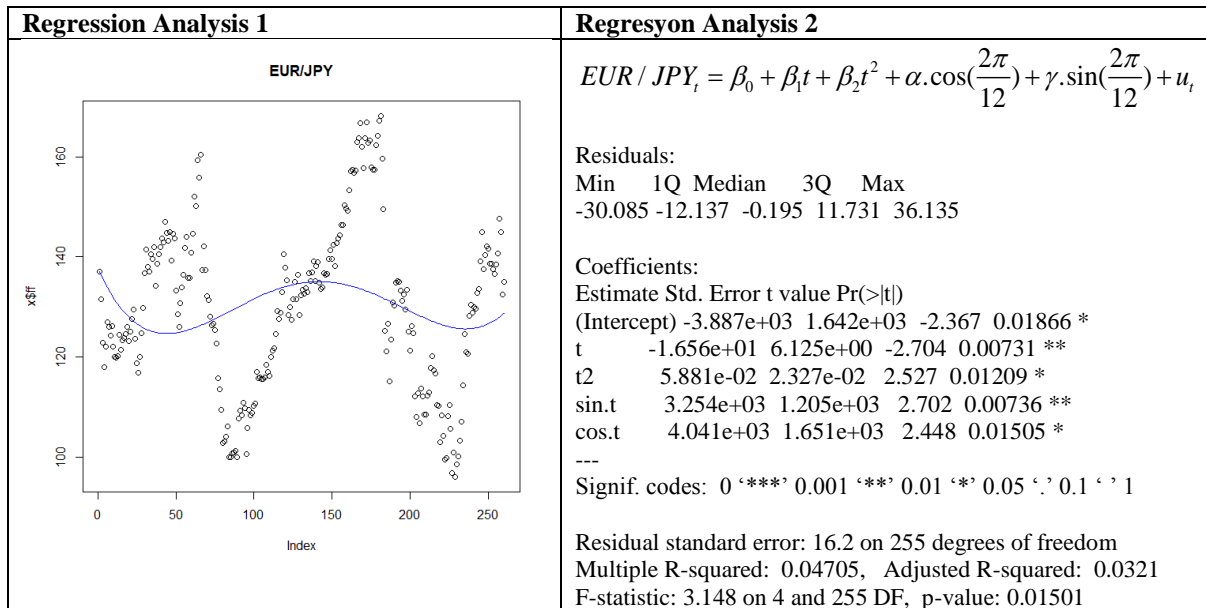
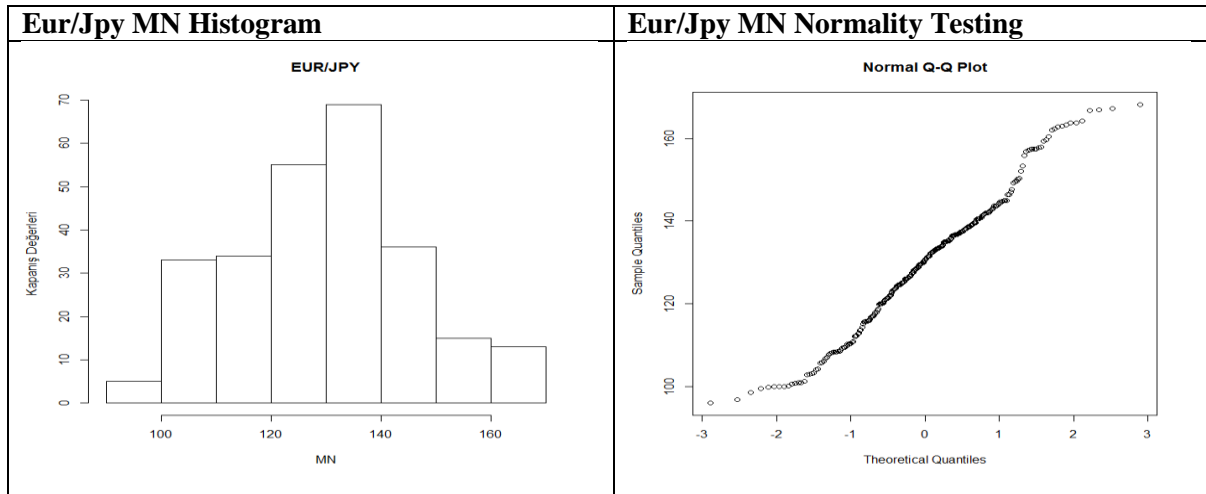
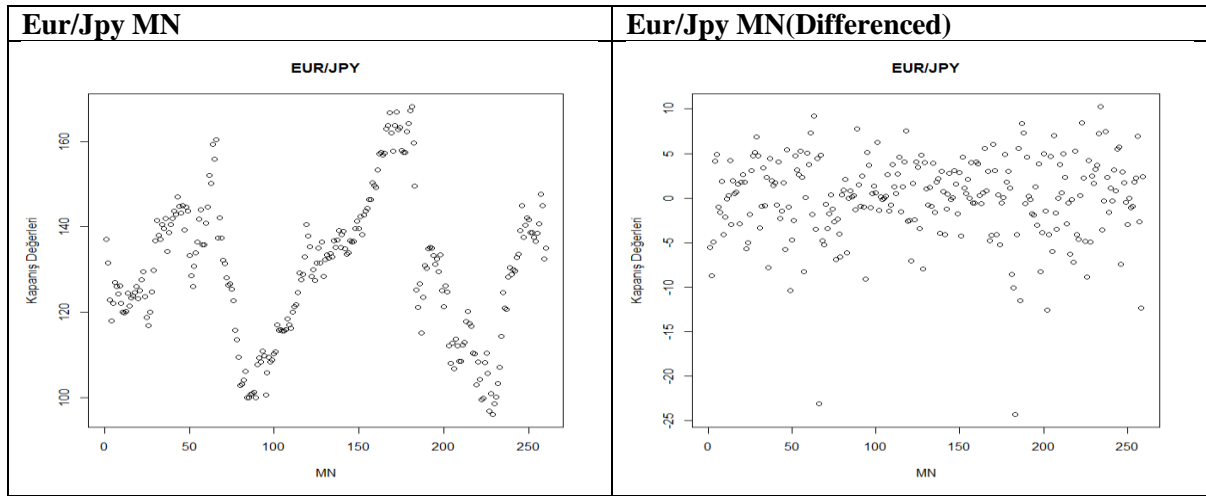
ARIMA for Eur/Jpy W1

ARIMA(0,1,0)
 sigma² estimated as 5.023: log likelihood=-2468.55
 AIC=4939.09 AICc=4939.1 BIC=4944.11

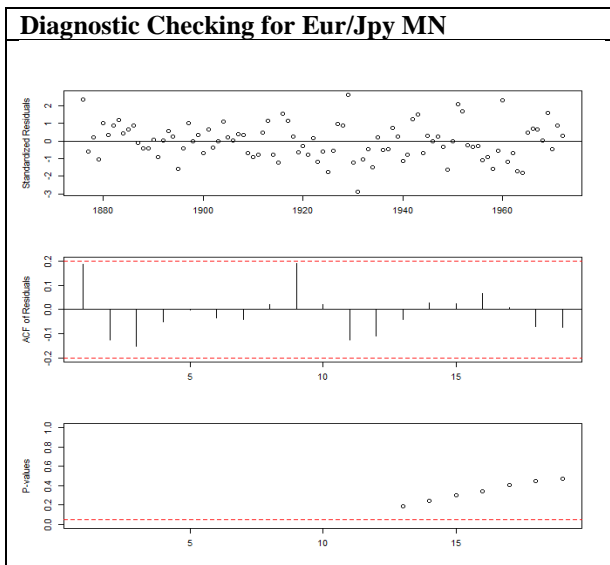
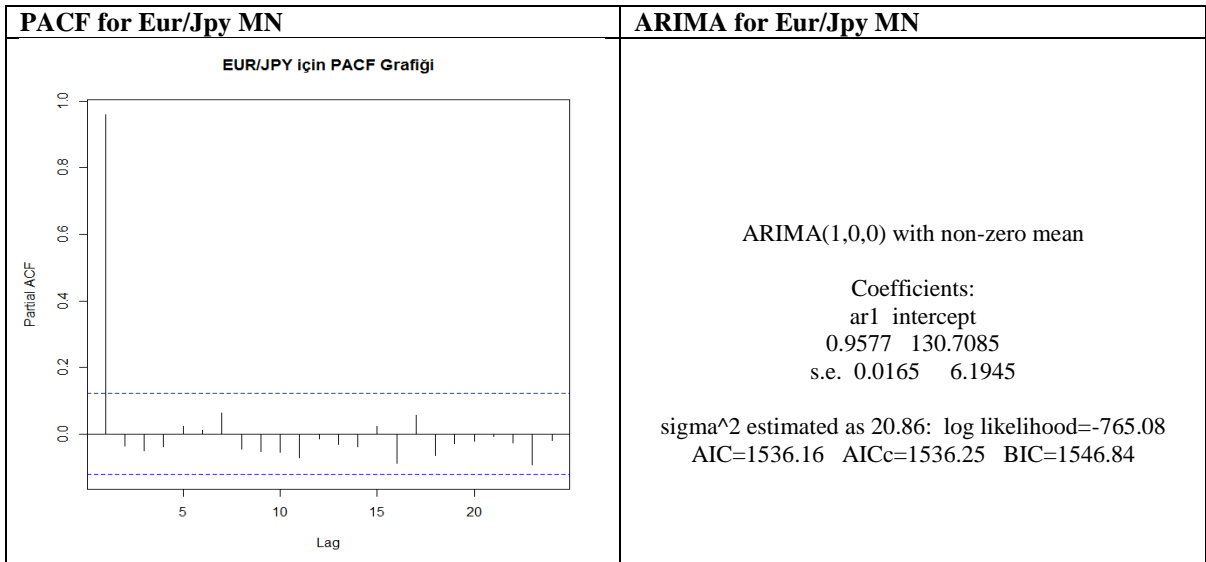
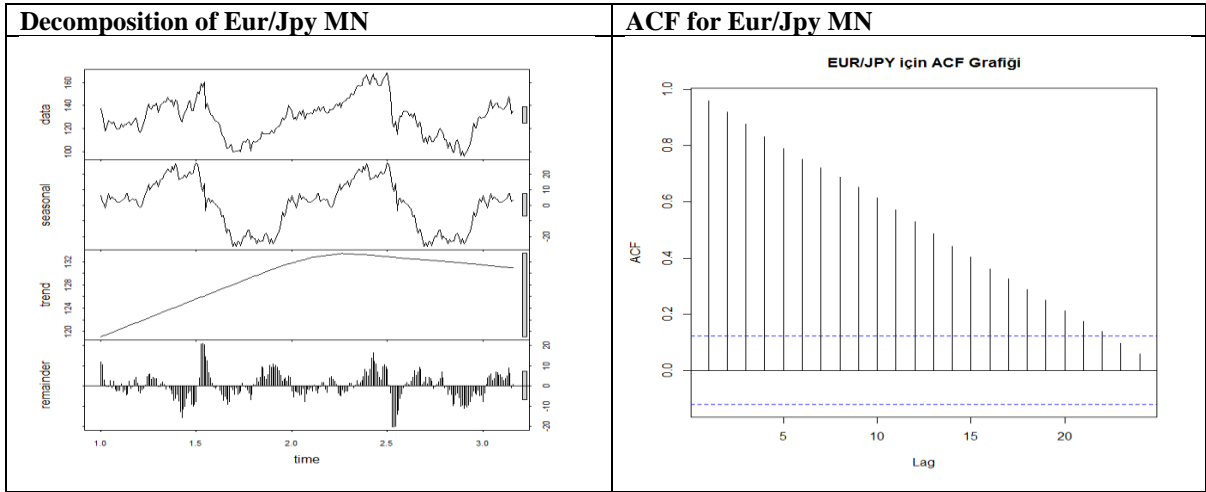
Diagnostic Checking for Eur/Jpy W1



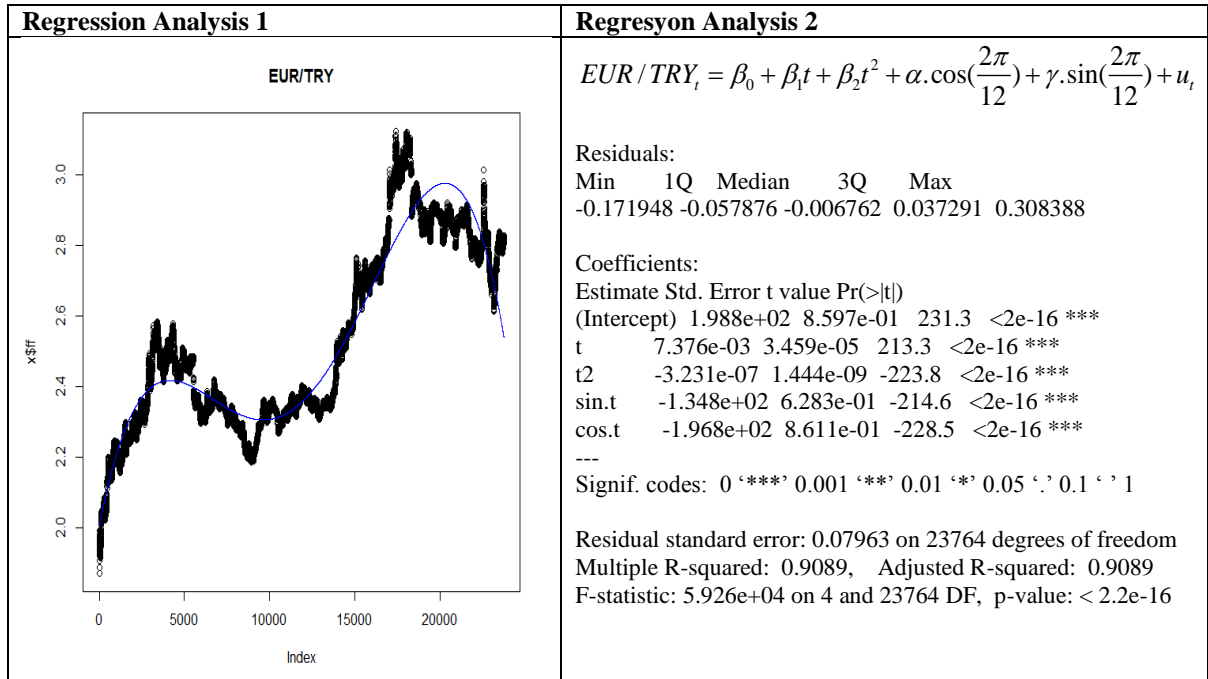
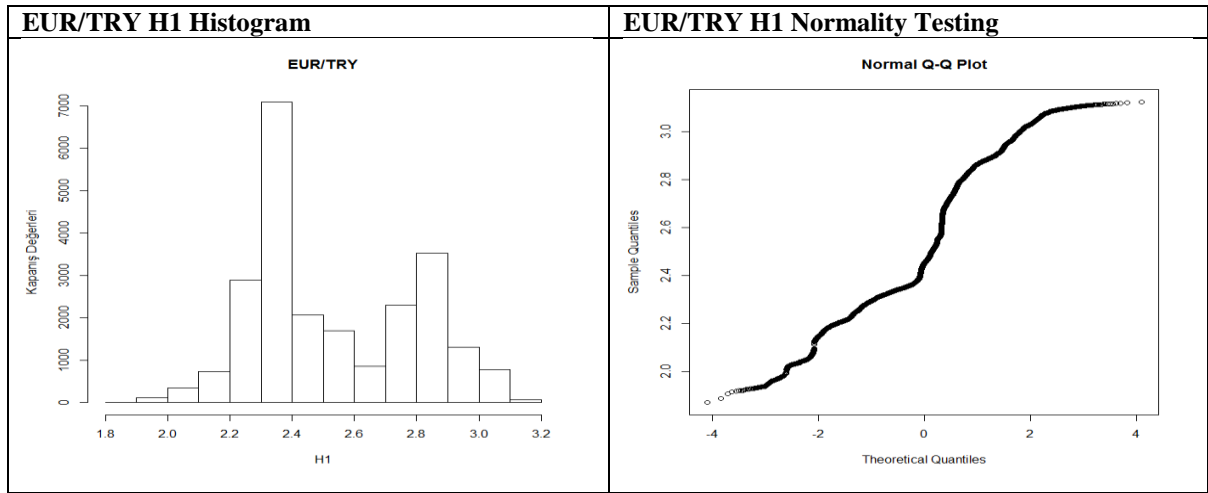
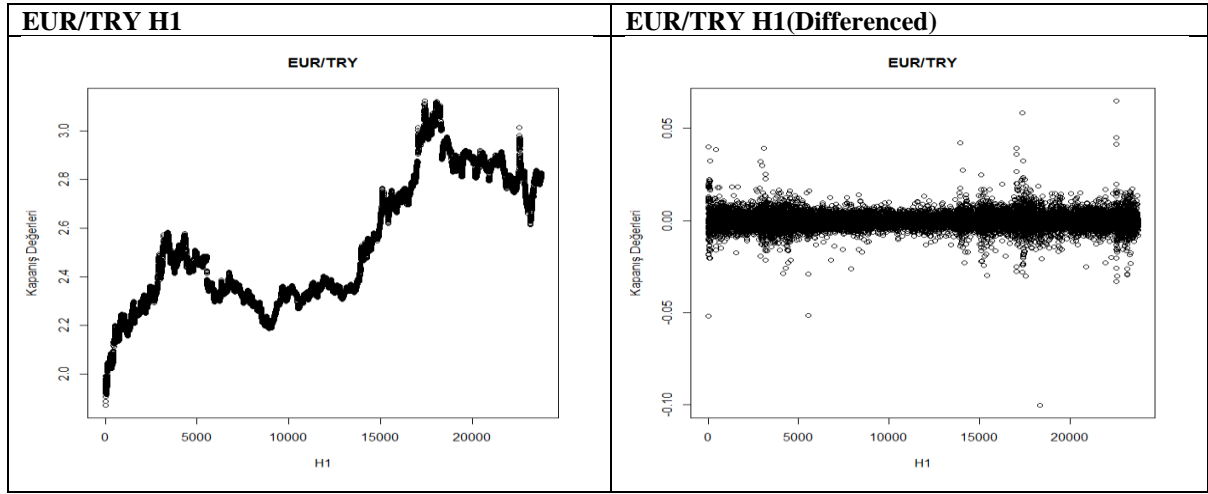
EUR/JPY MN (Time Series Analysis 1)



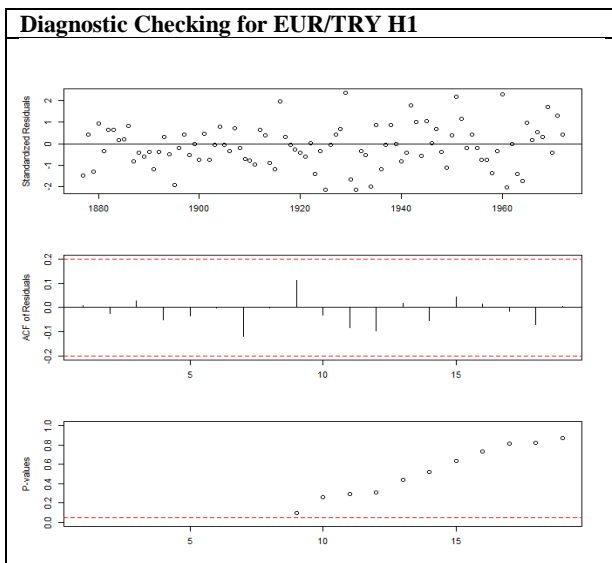
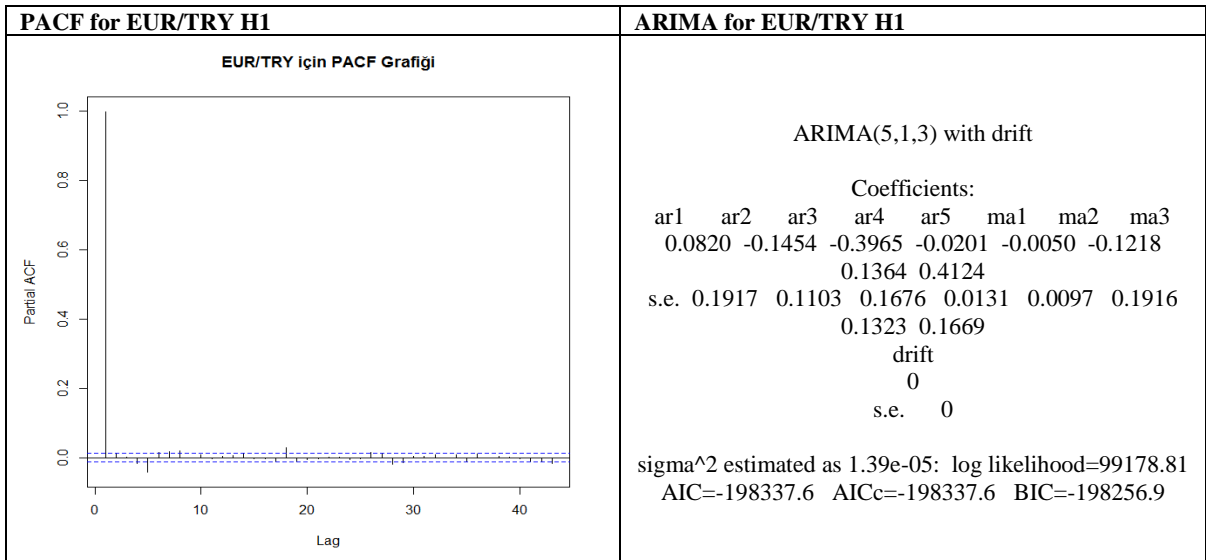
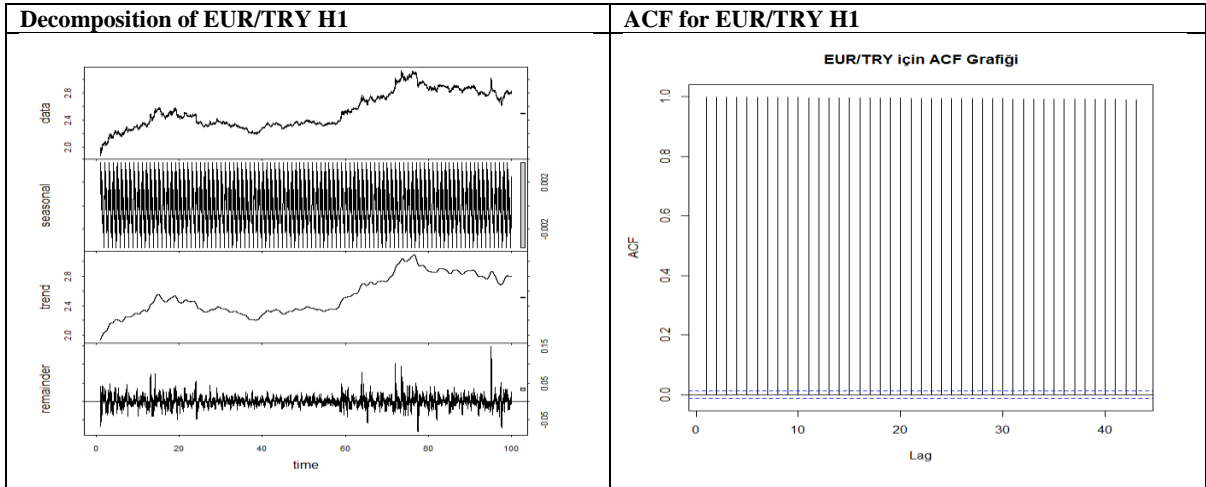
EUR/JPY MN (Time Series Analysis 2)



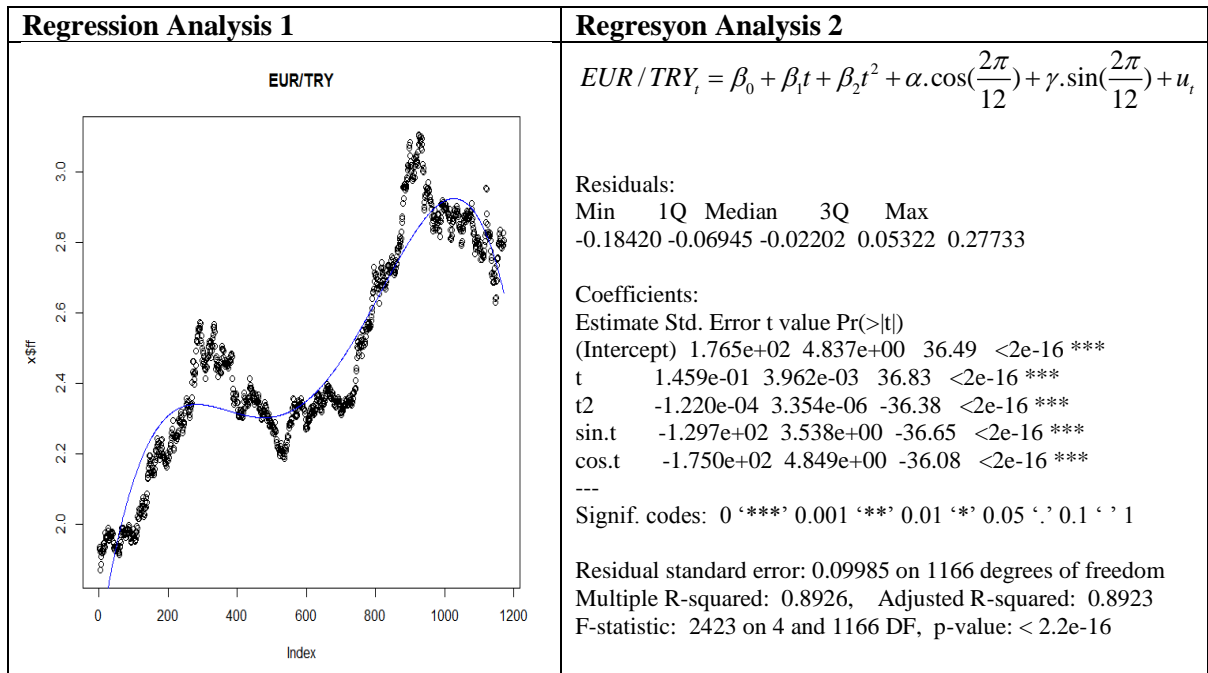
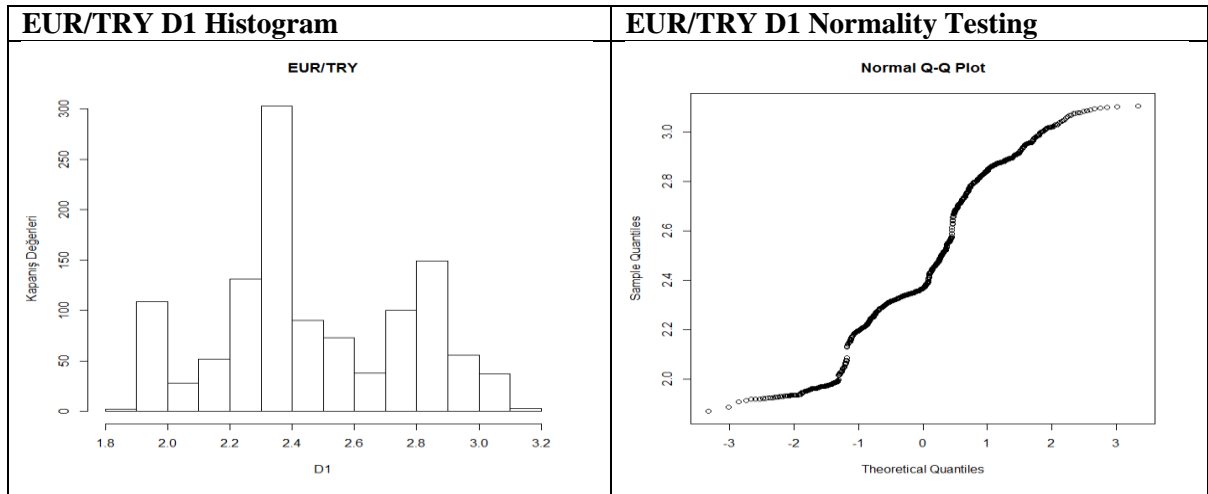
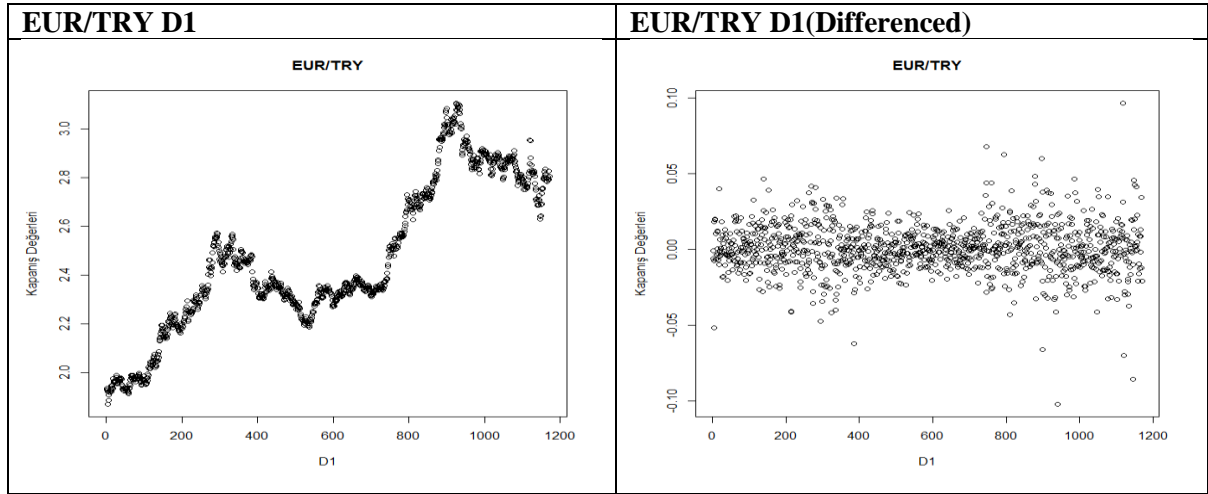
EUR/TRY H1 (Time Series Analysis 1)



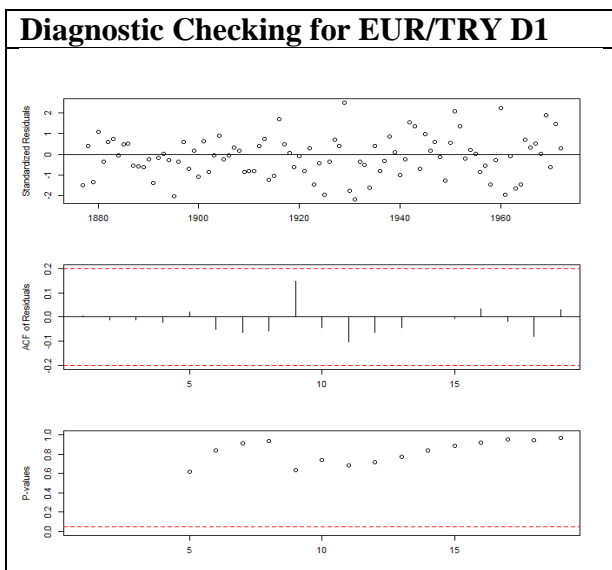
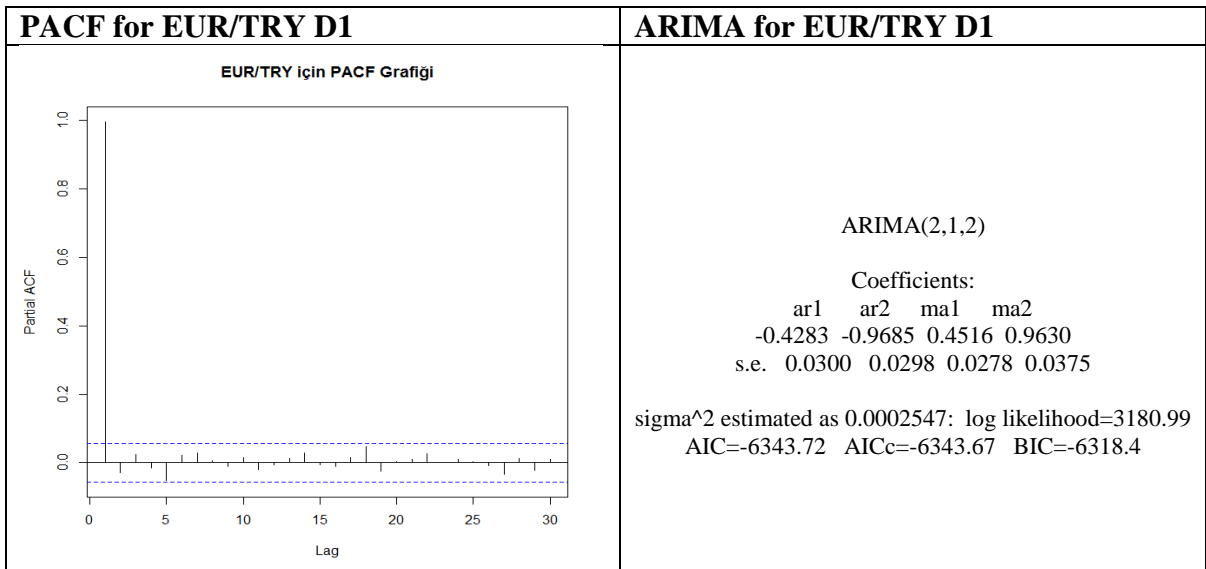
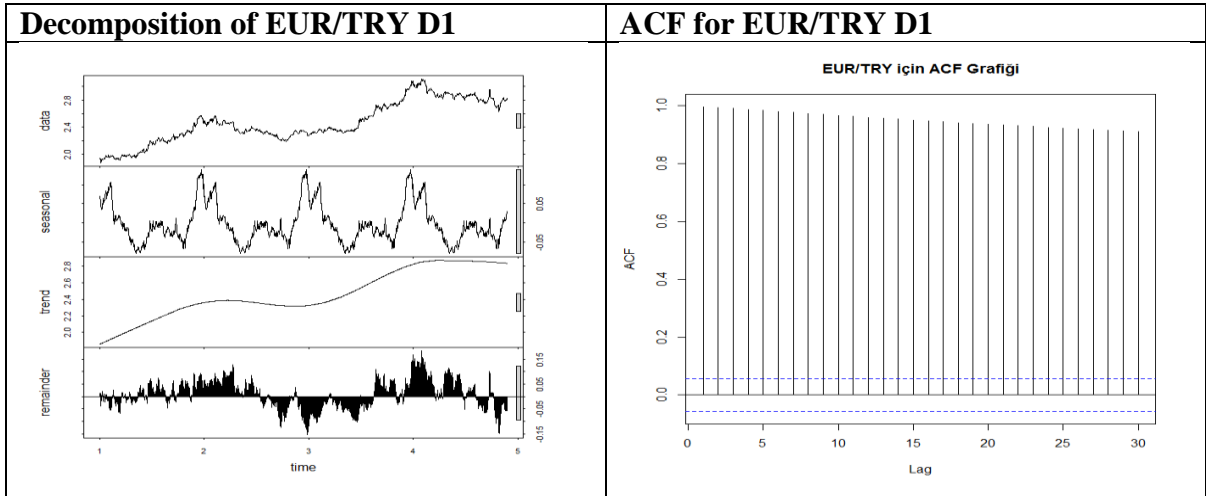
EUR/TRY H1 (Time Series Analysis 2)



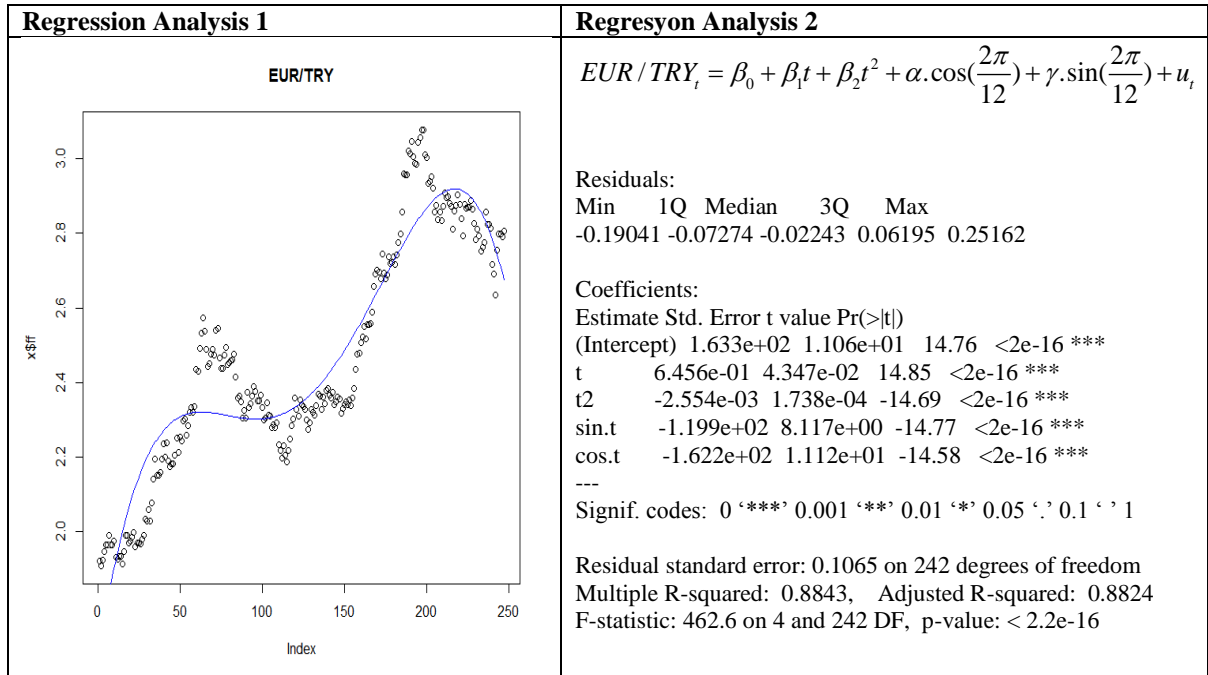
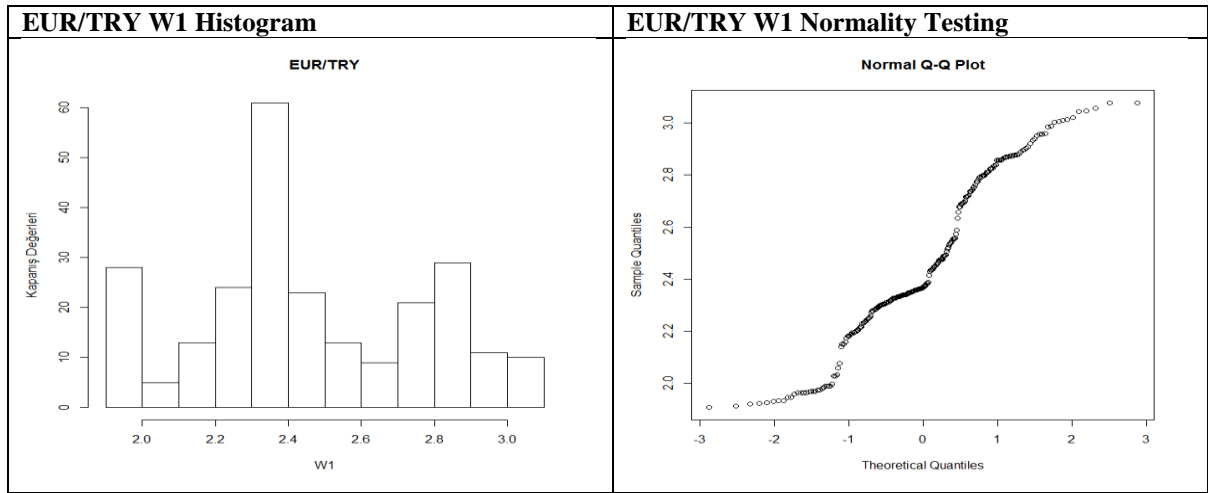
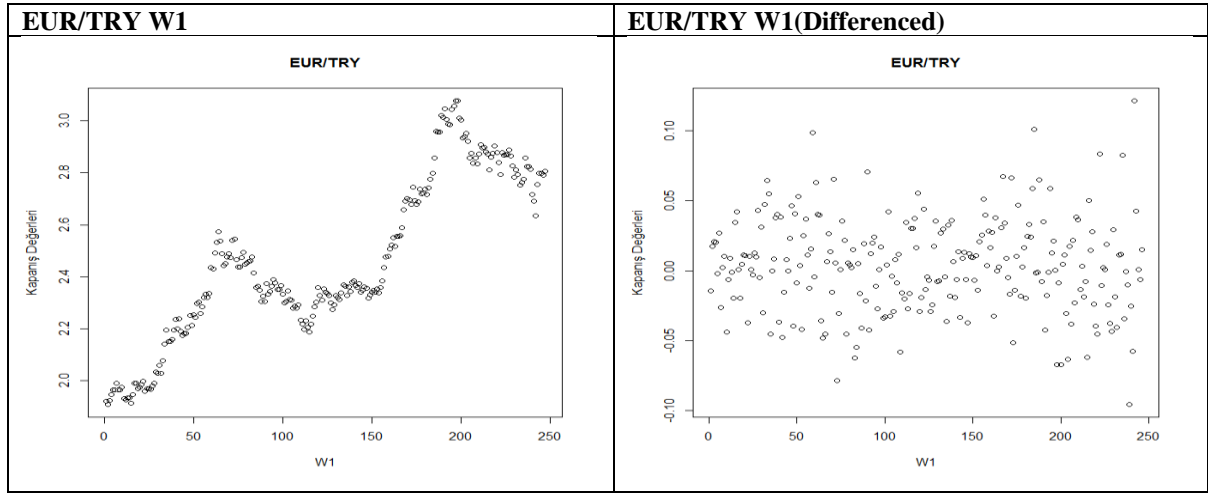
EUR/TRY D1 (Time Series Analysis 1)



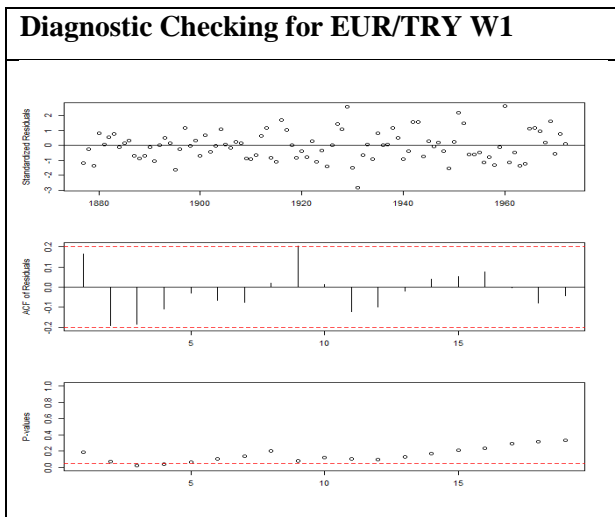
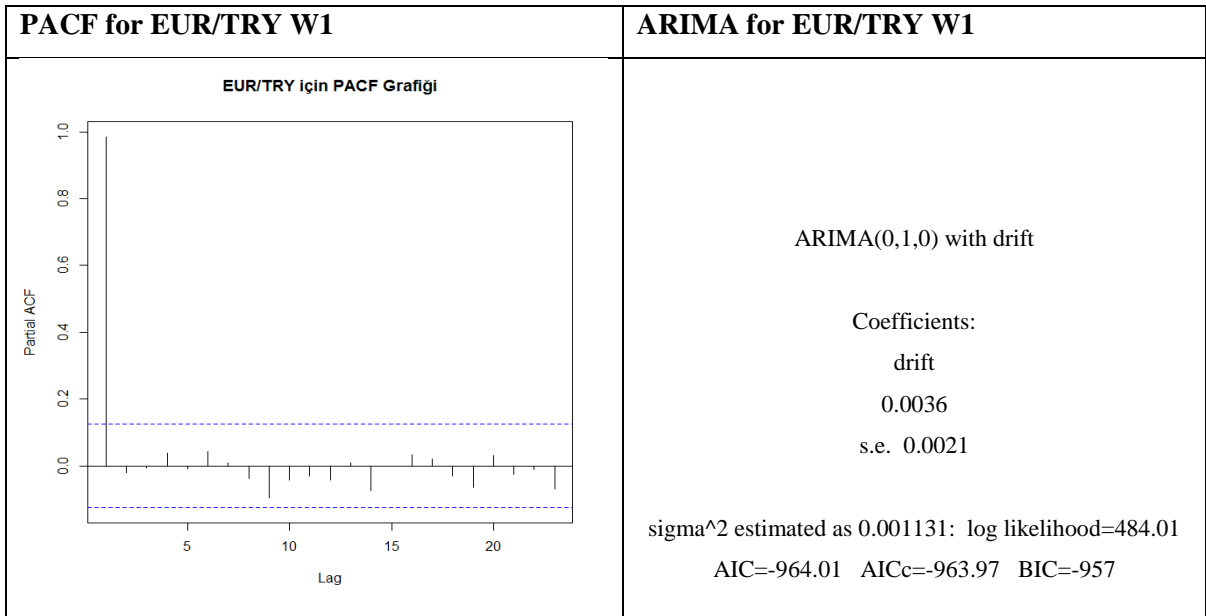
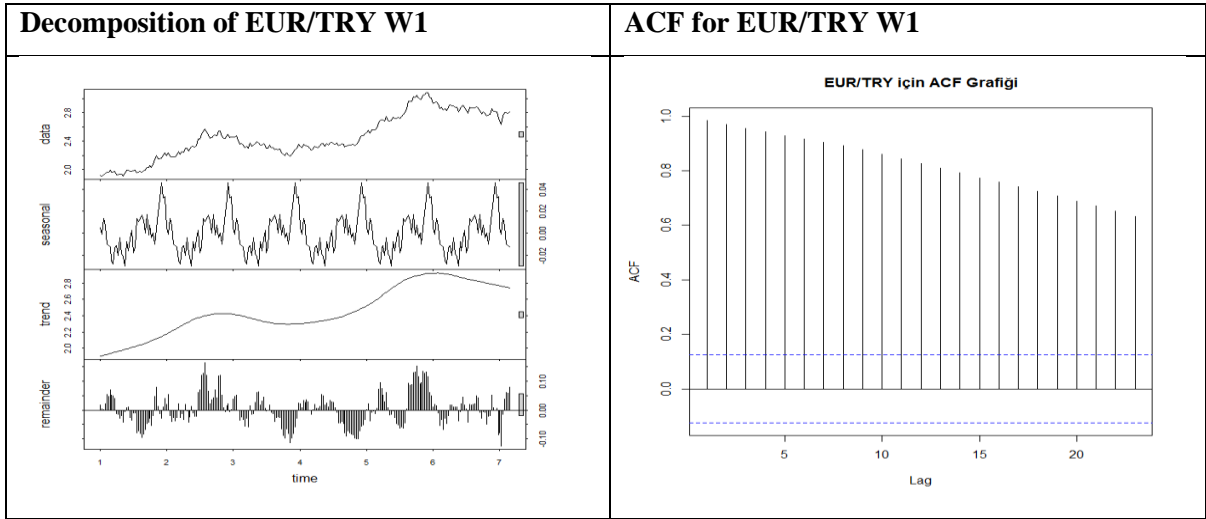
EUR/TRY D1 (Time Series Analysis 2)



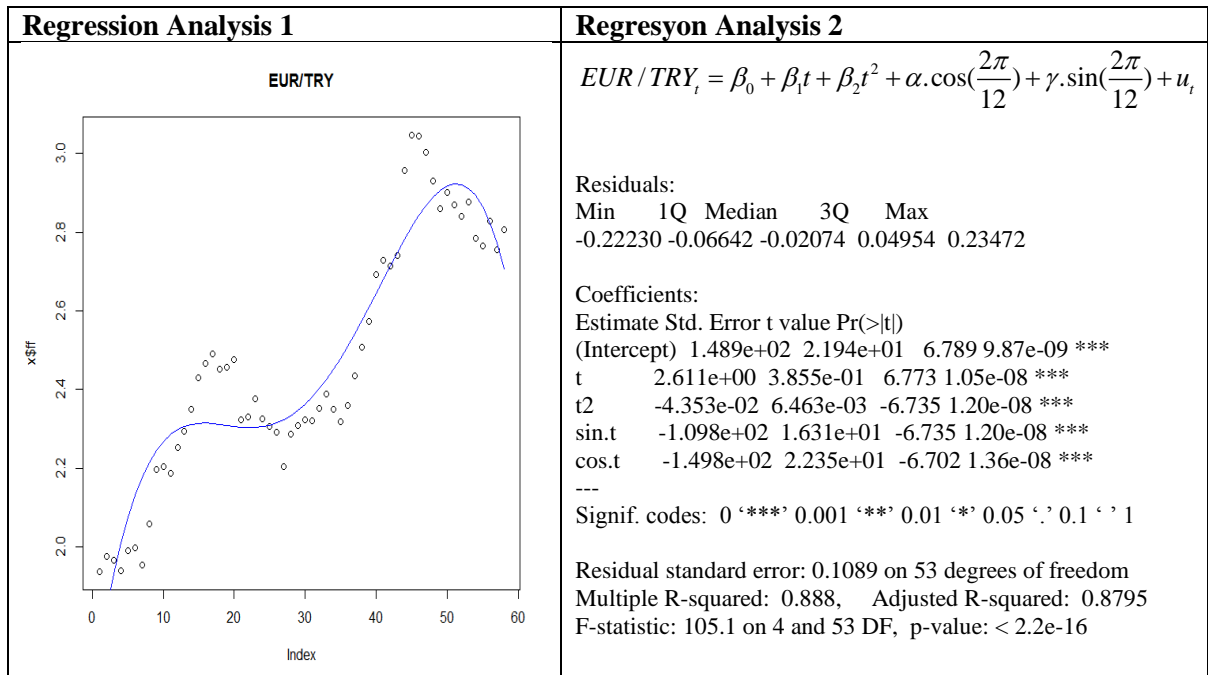
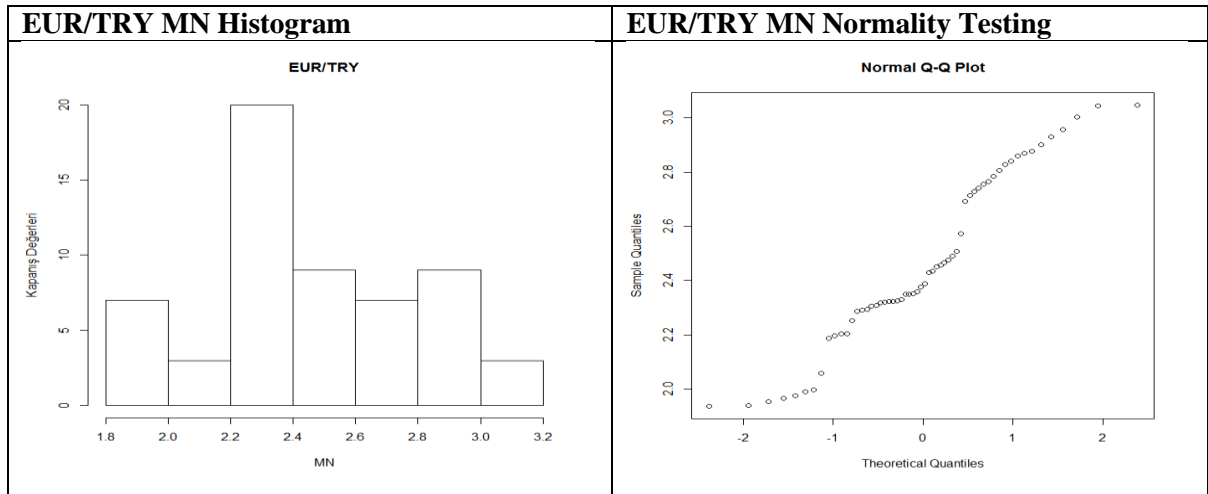
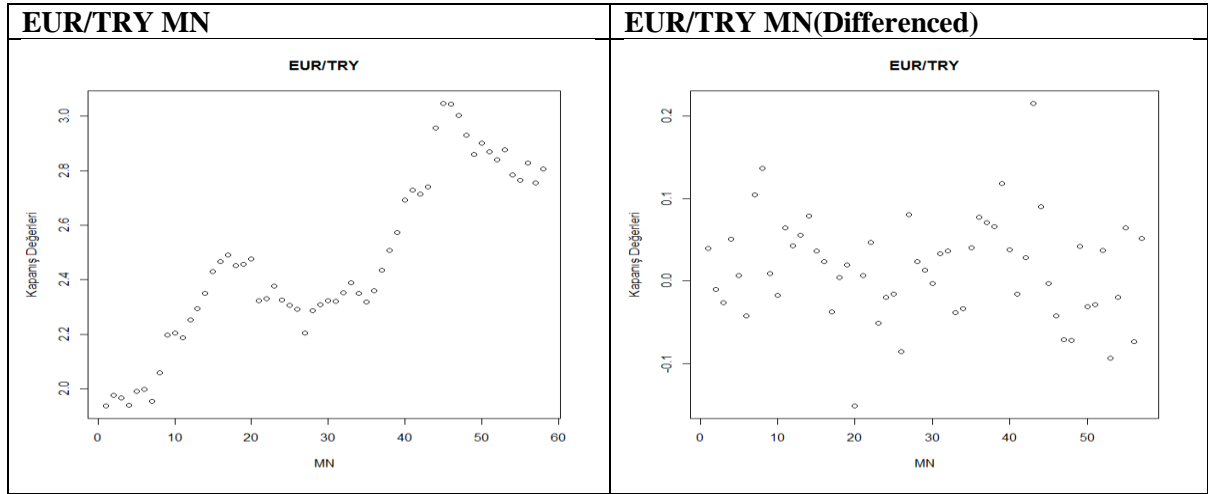
EUR/TRY W1 (Time Series Analysis 1)



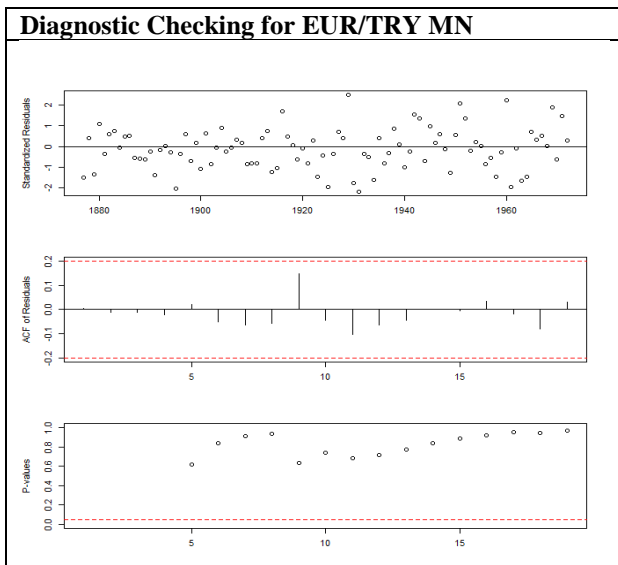
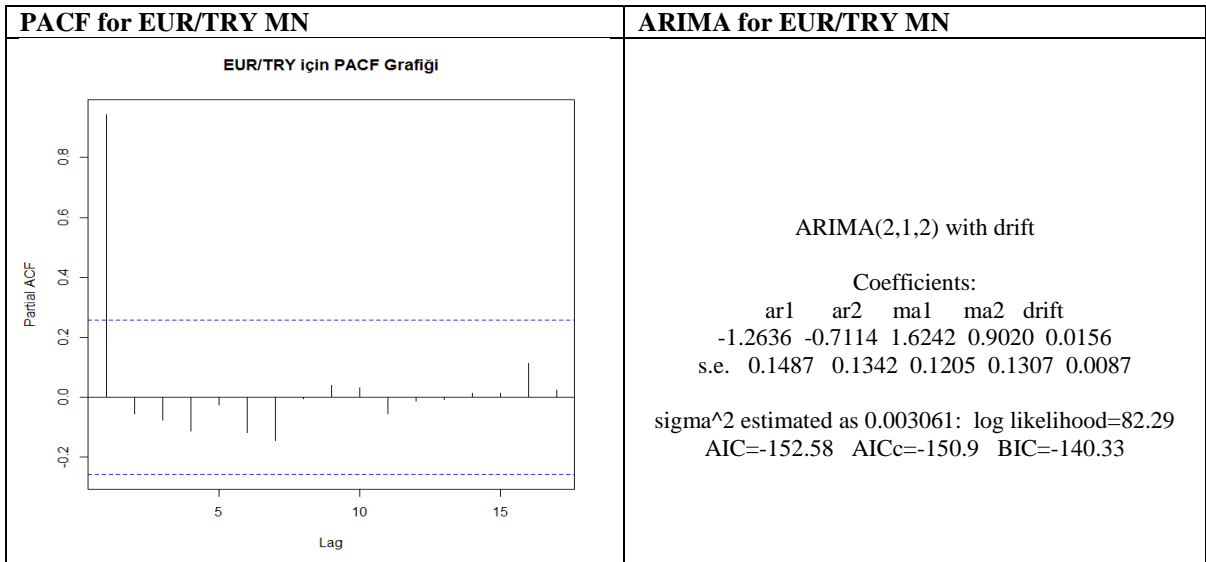
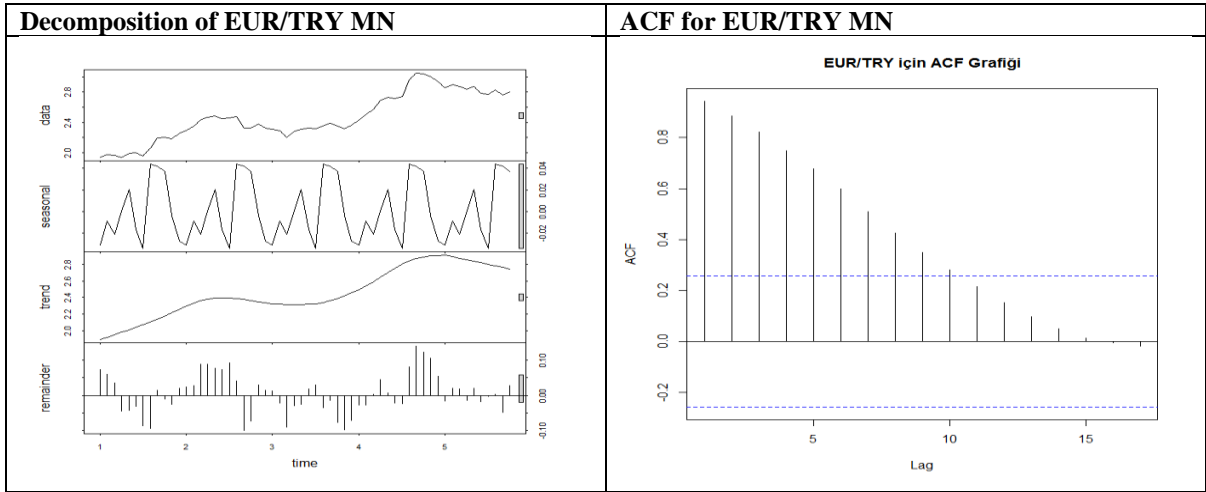
EUR/TRY W1 (Time Series Analysis 2)



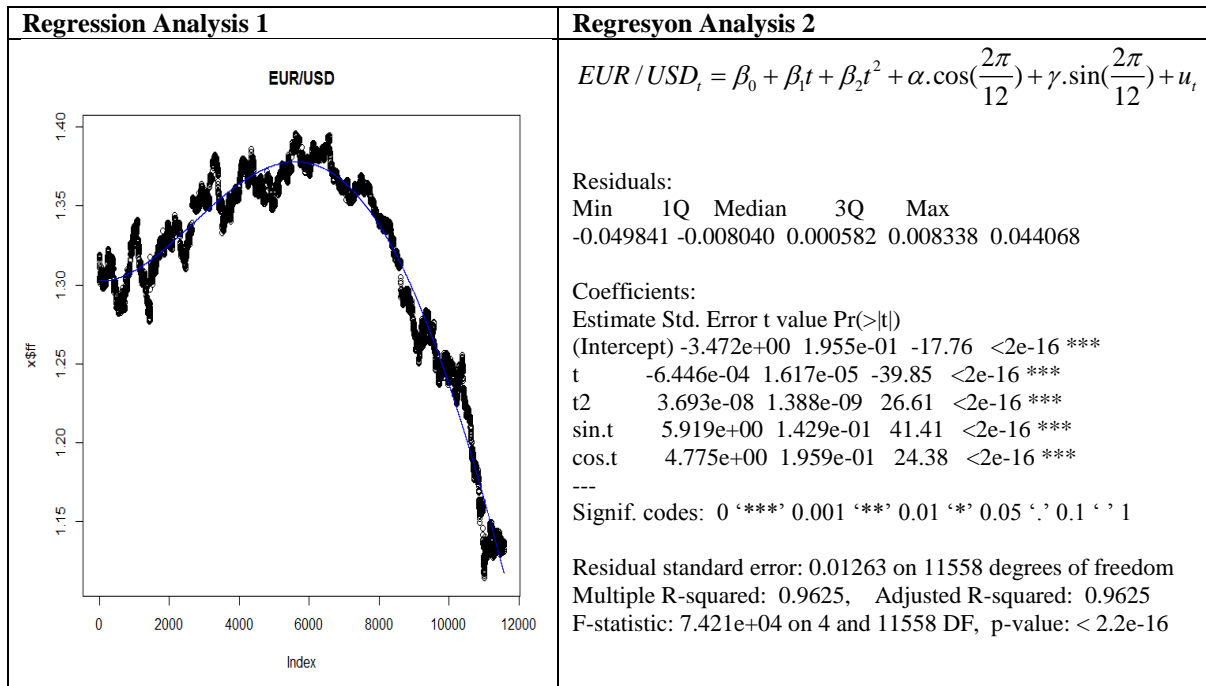
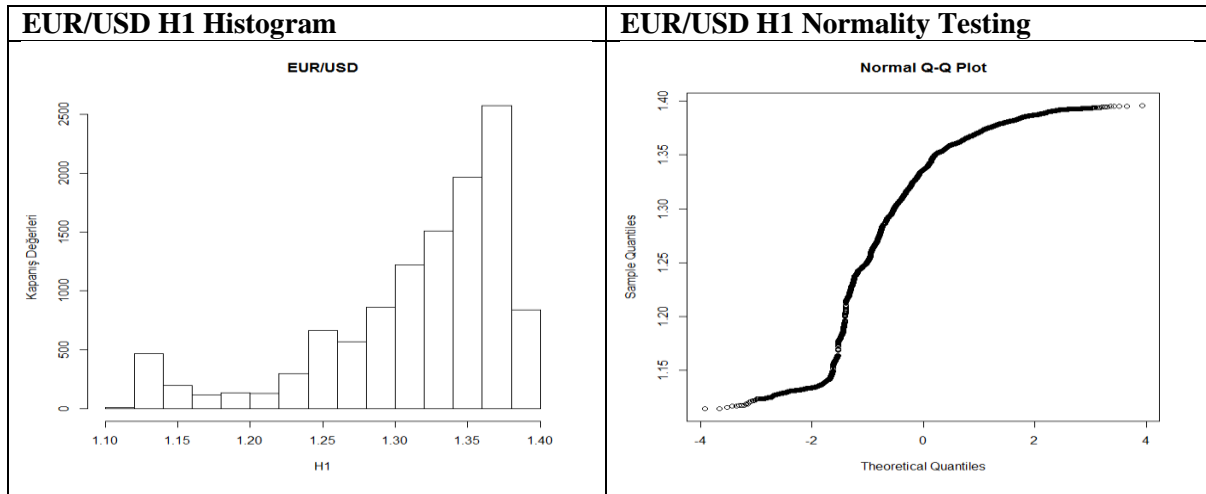
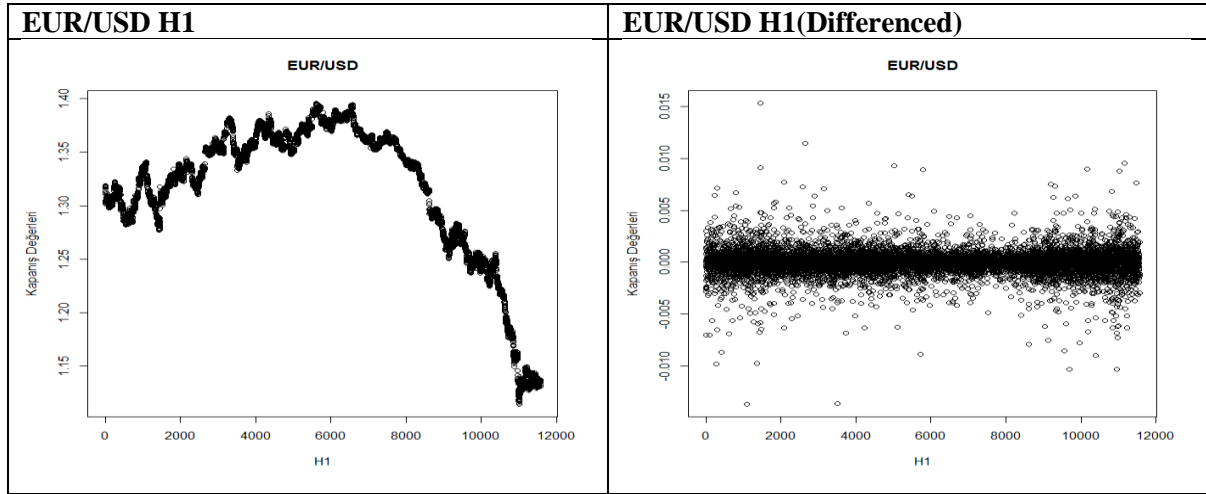
EUR/TRY MN (Time Series Analysis 1)



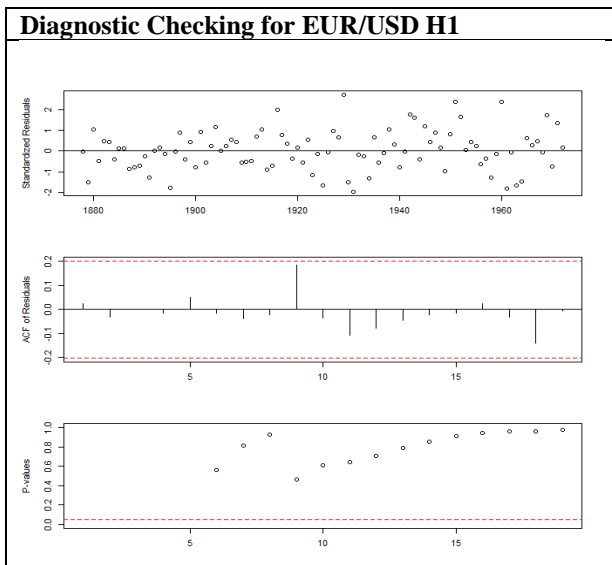
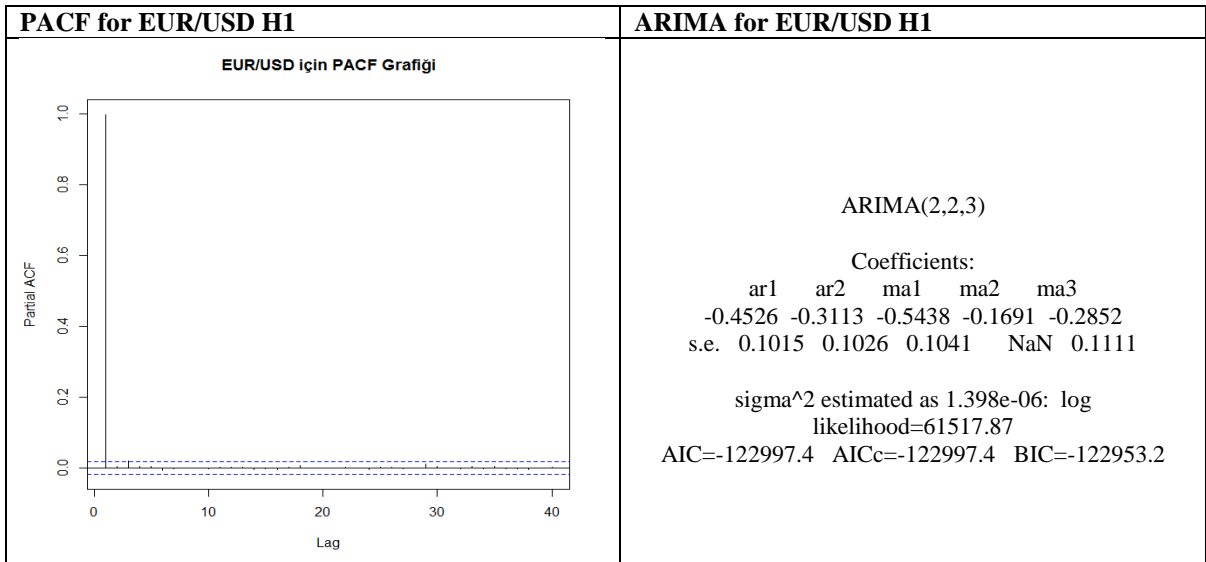
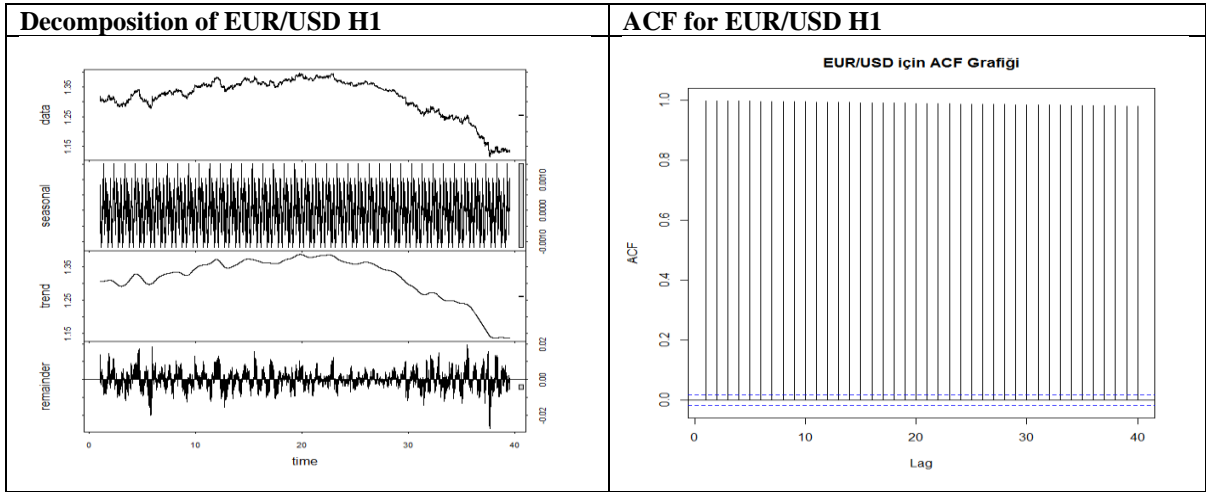
EUR/TRY MN (Time Series Analysis 2)



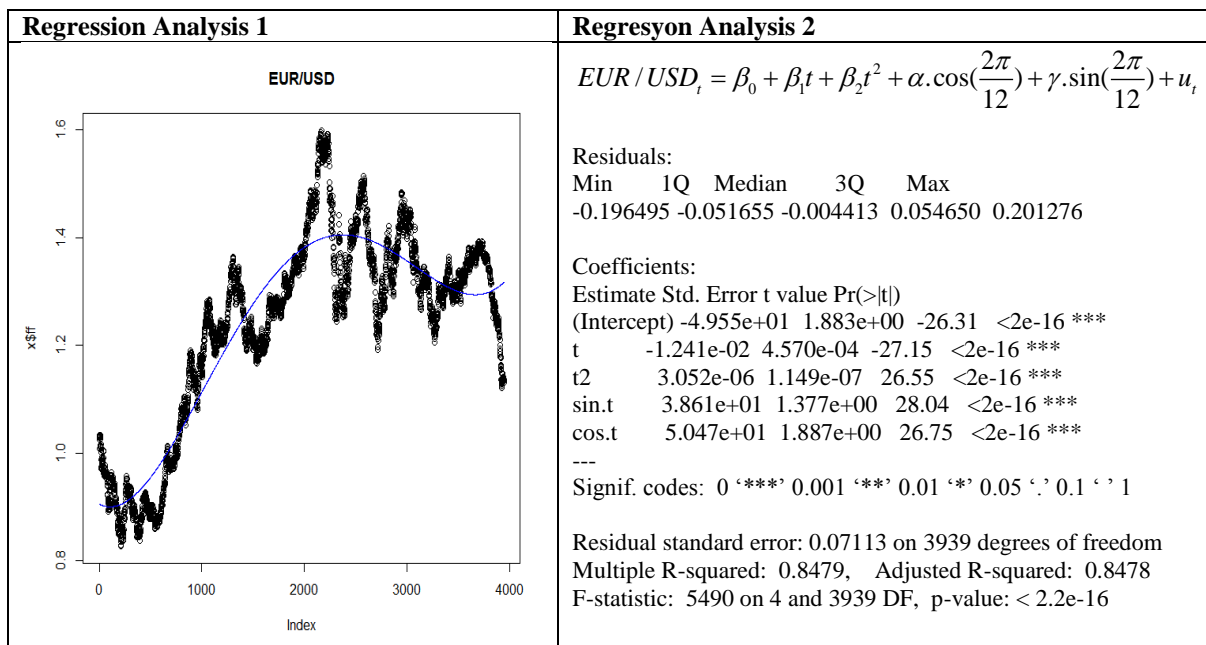
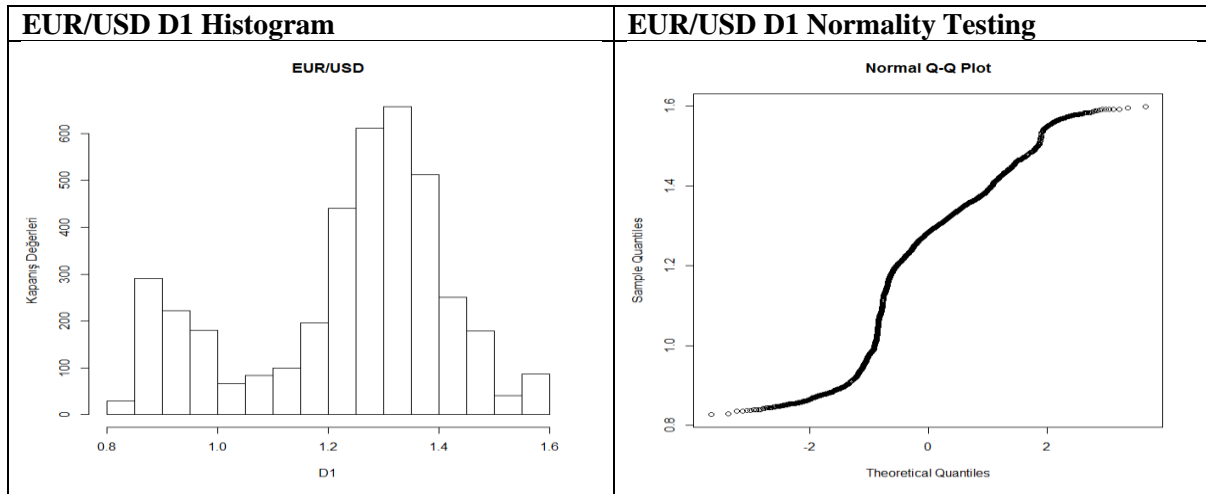
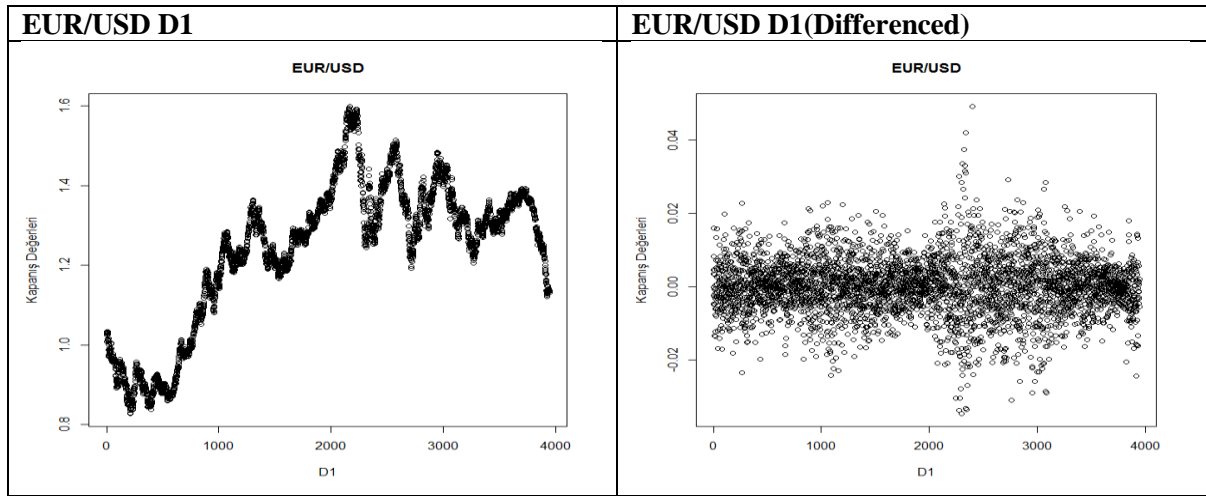
EUR/USD H1 (Time Series Analysis 1)



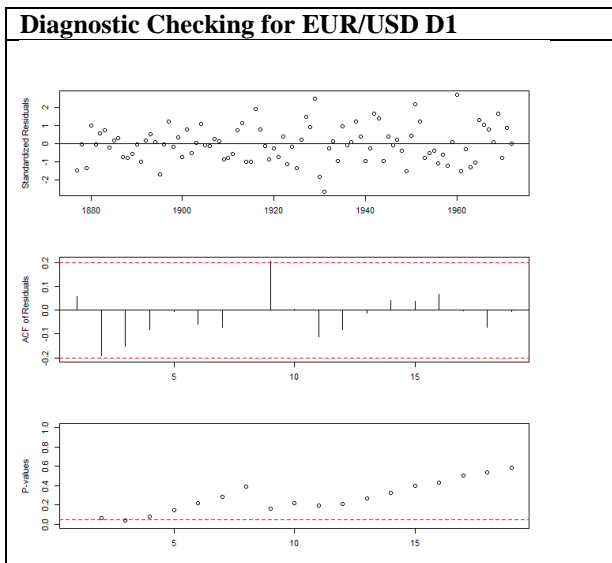
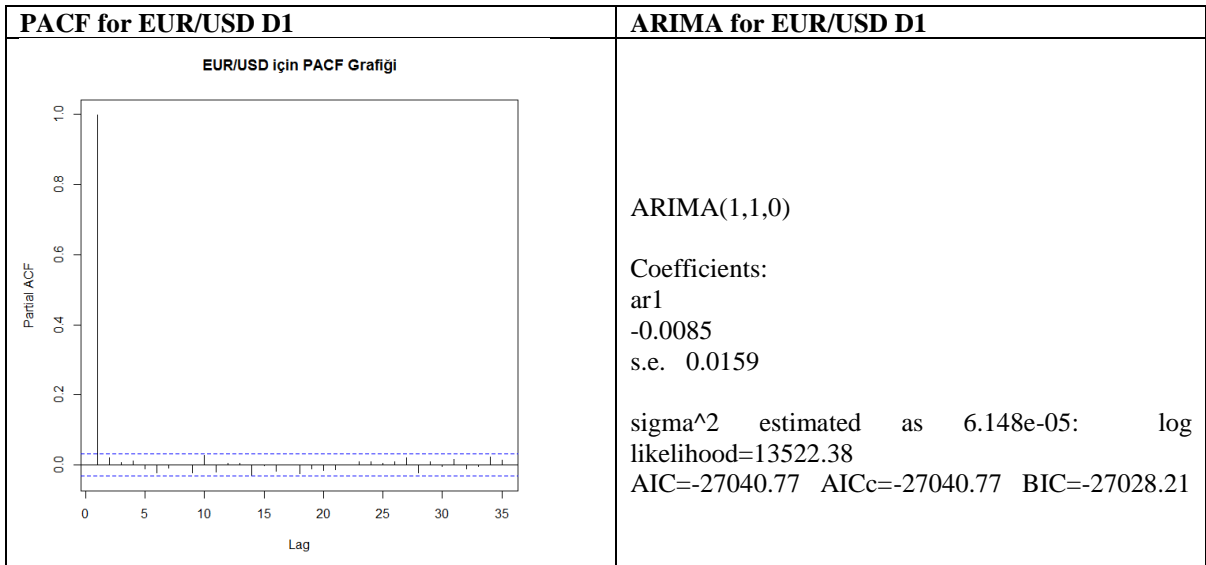
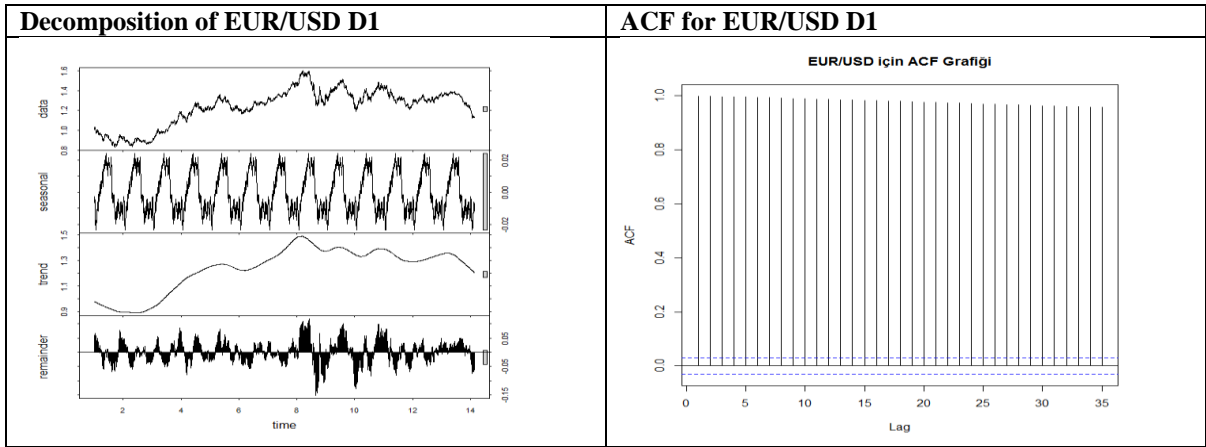
EUR/USD H1 (Time Series Analysis 2)



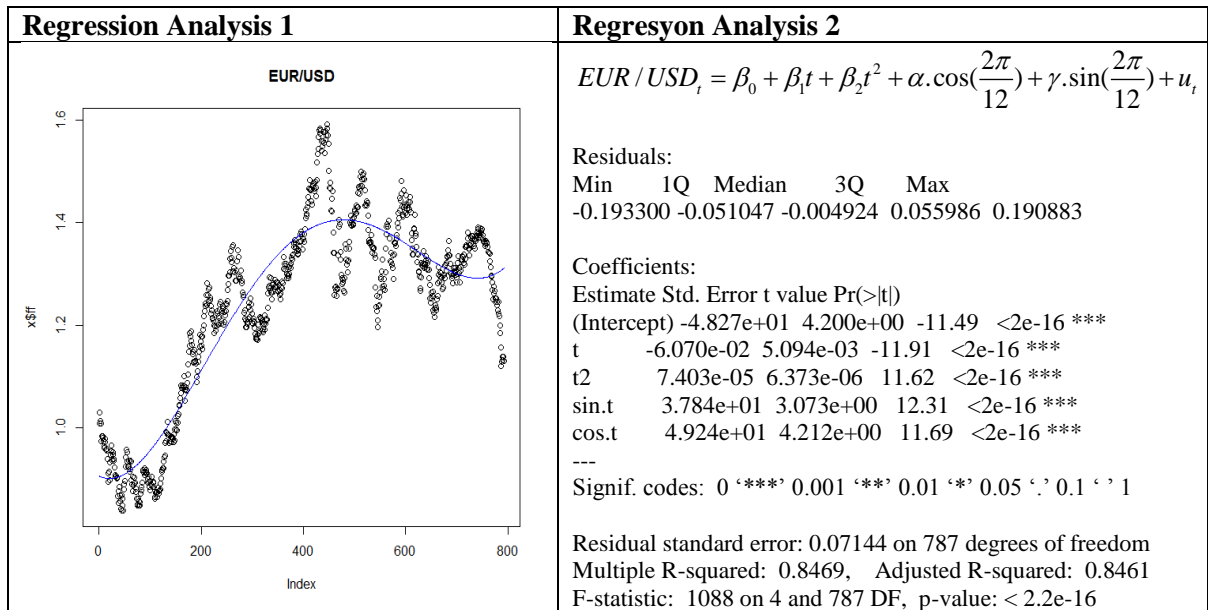
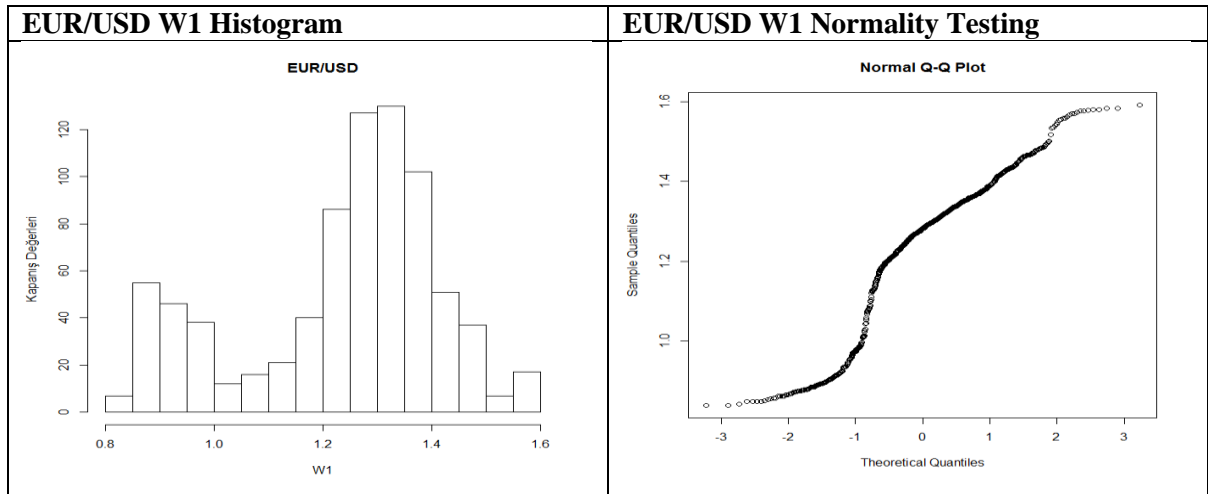
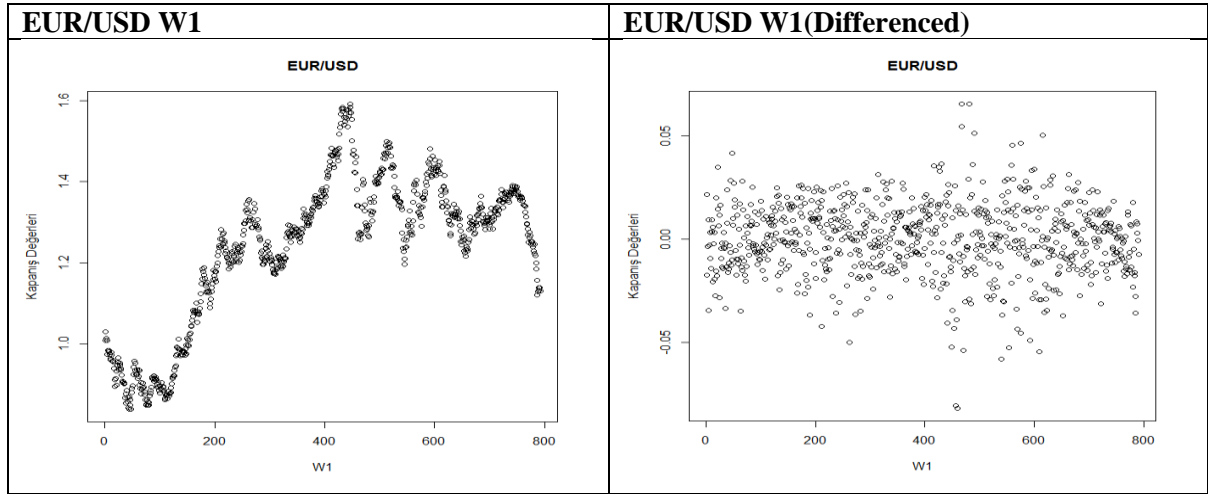
EUR/USD D1 (Time Series Analysis 1)



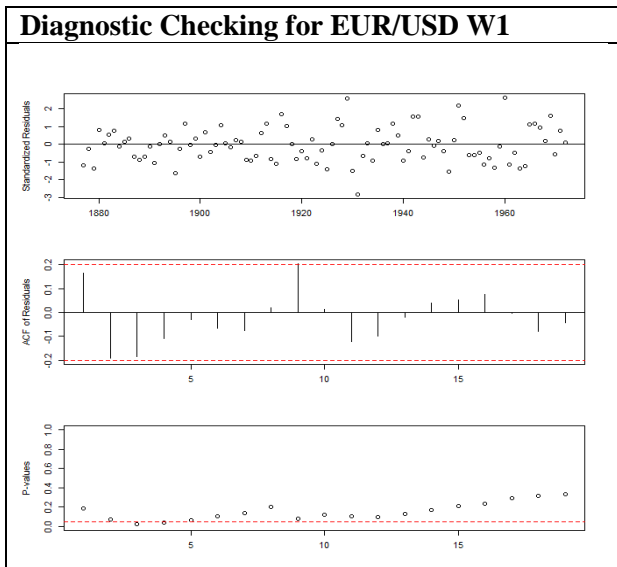
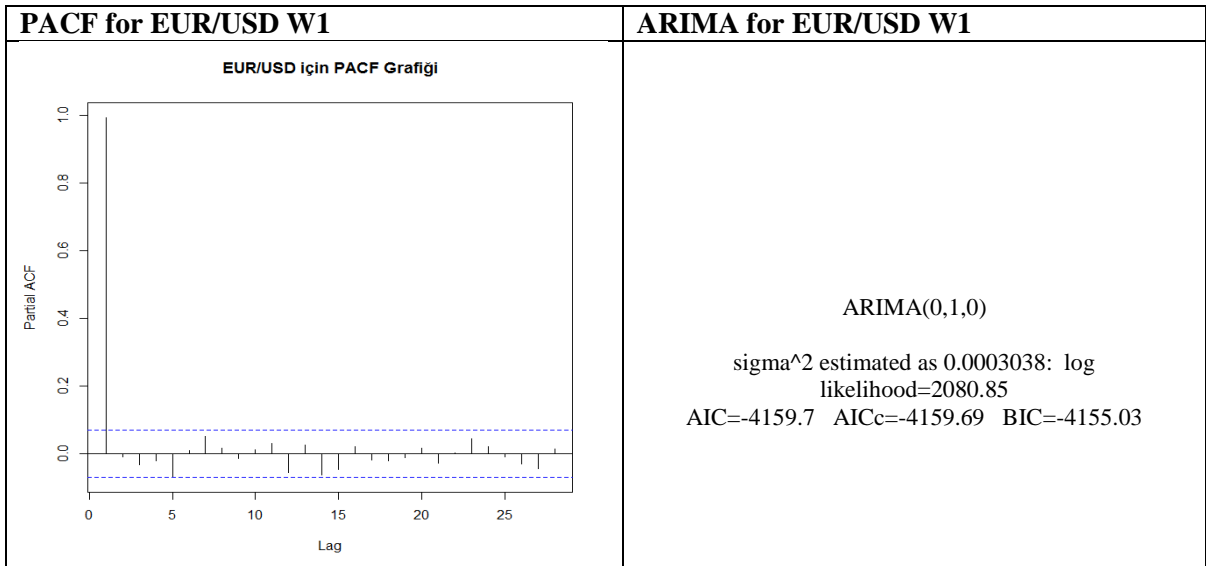
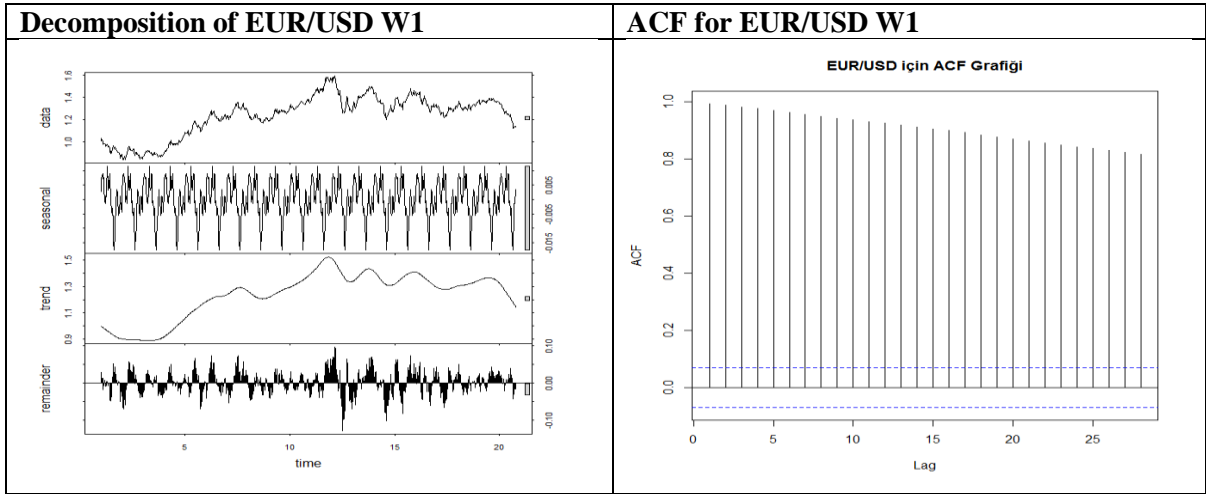
EUR/USD D1 (Time Series Analysis 2)



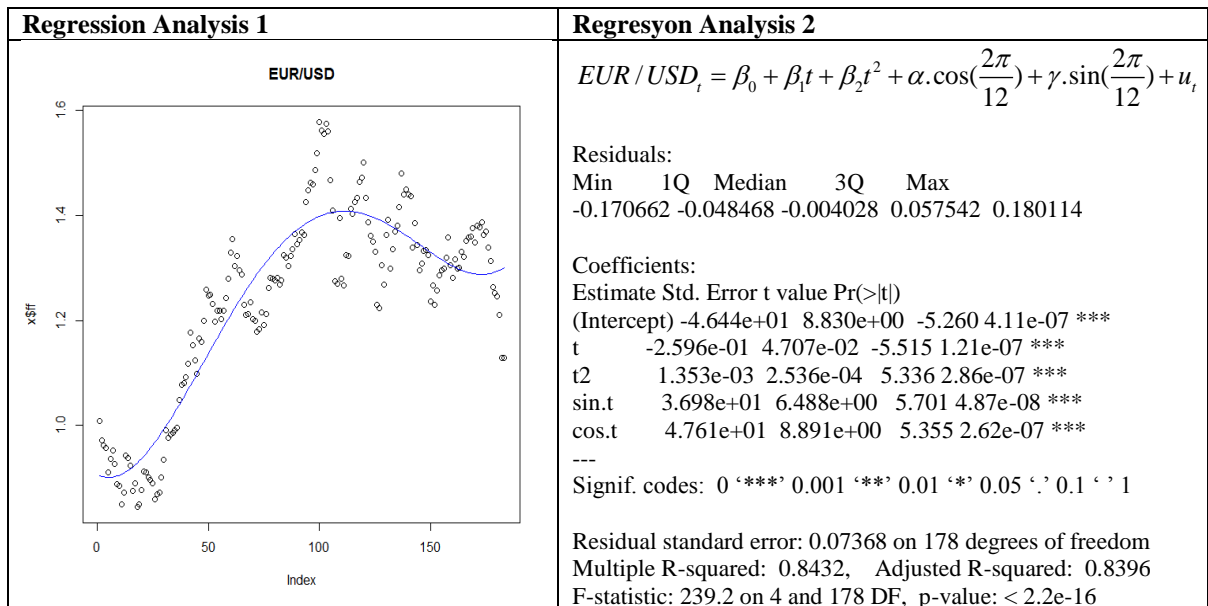
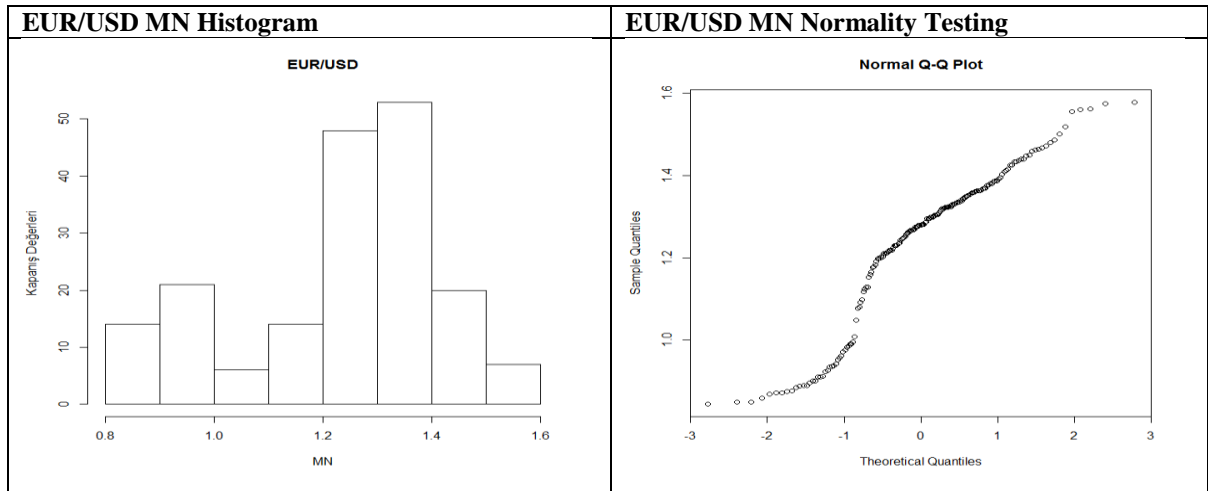
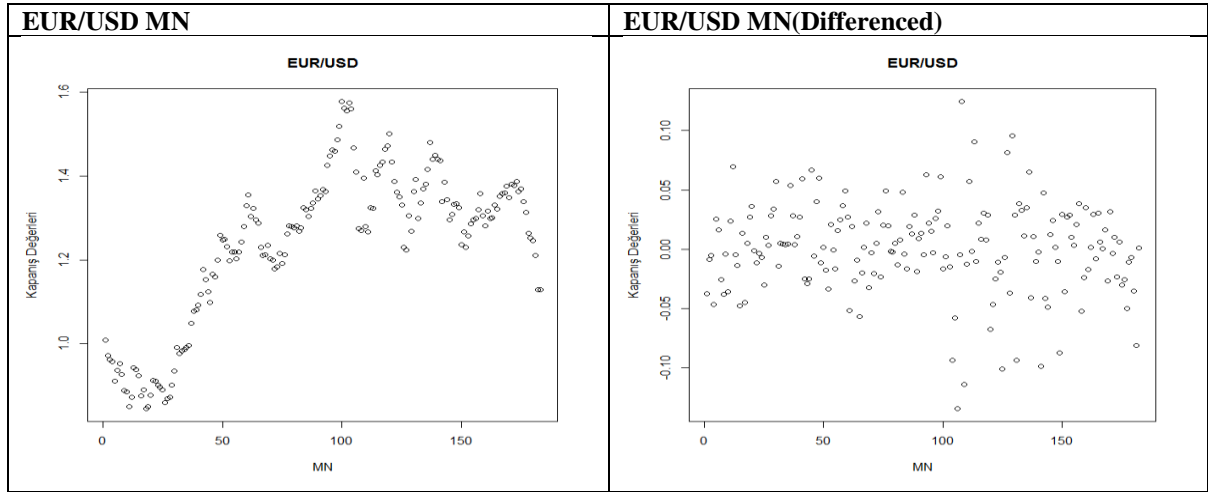
EUR/USD W1 (Time Series Analysis 1)



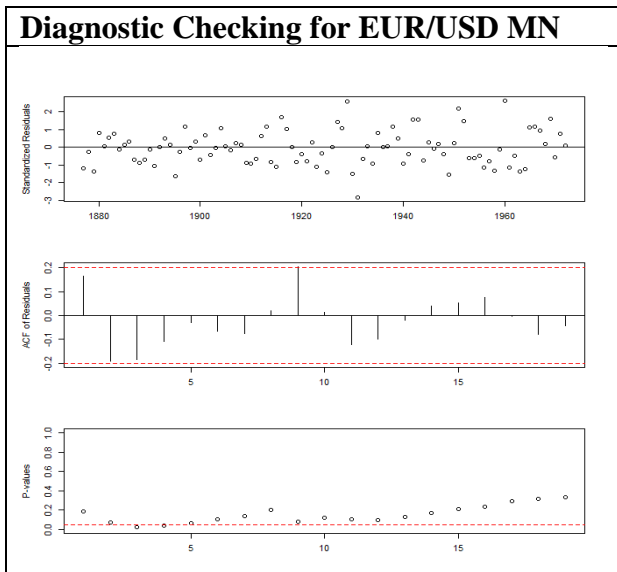
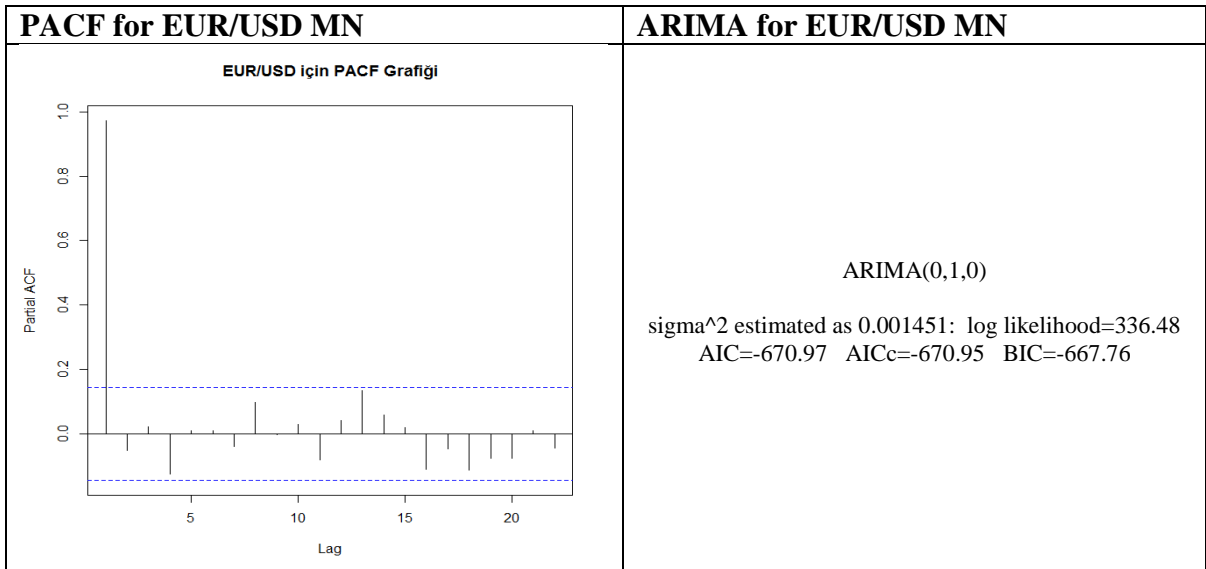
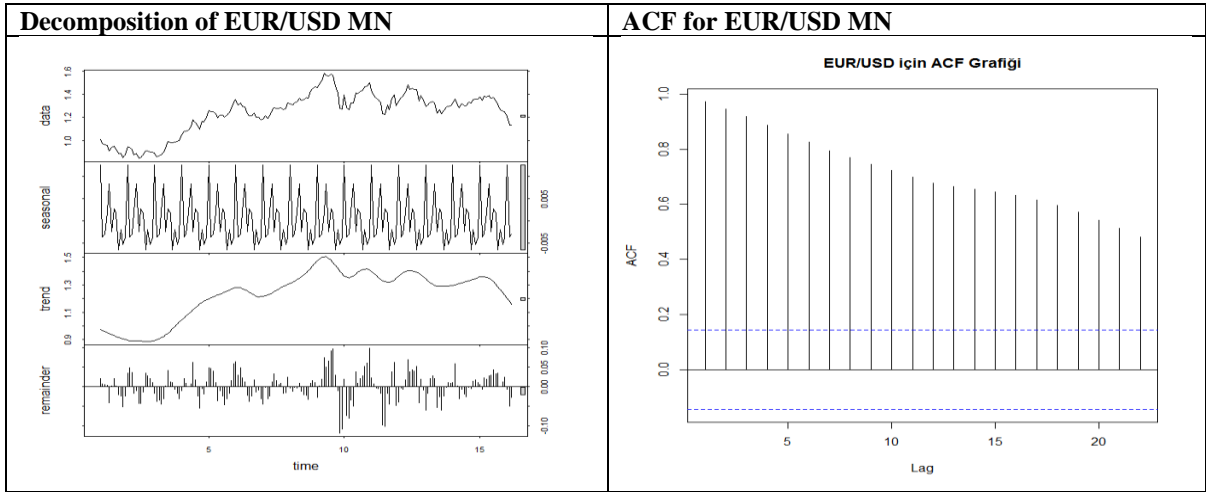
EUR/USD W1 (Time Series Analysis 2)



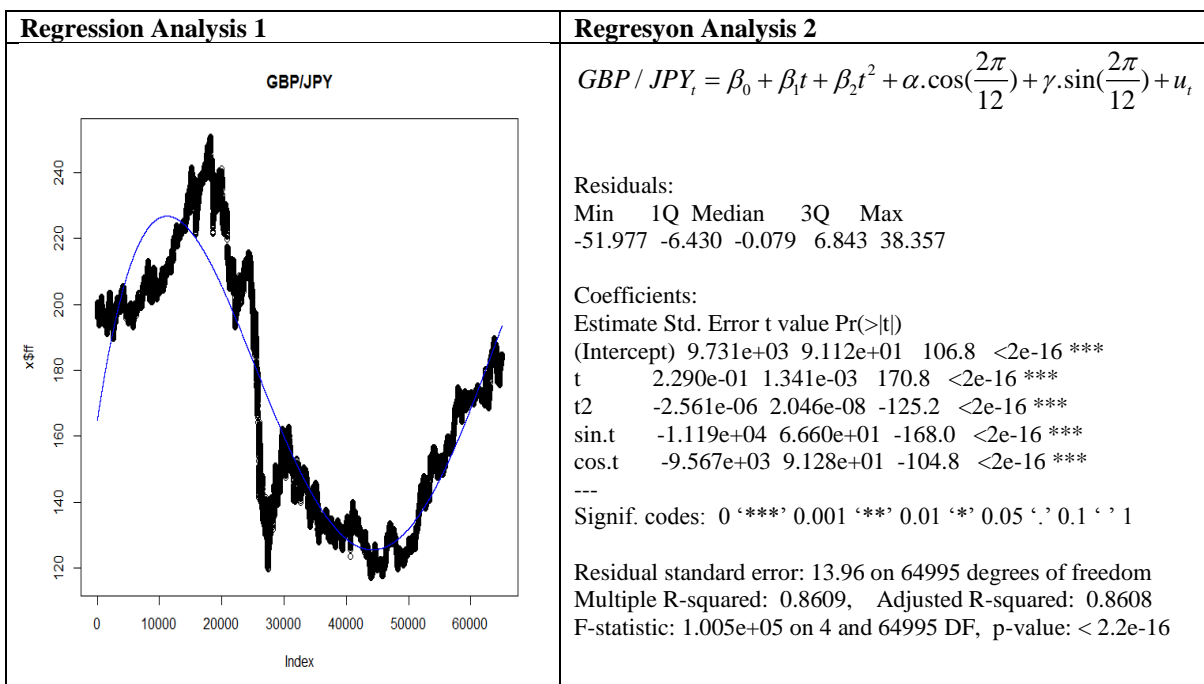
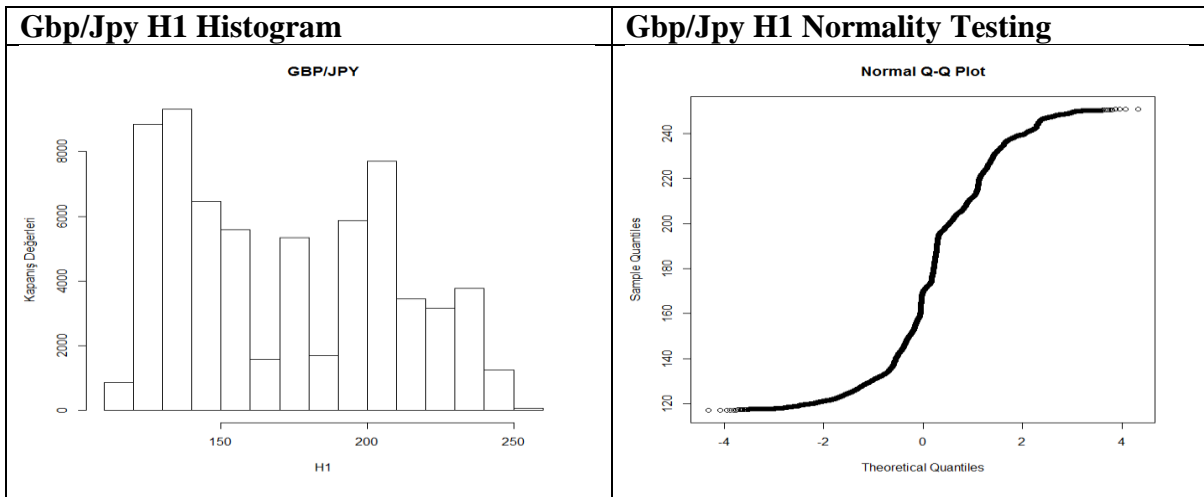
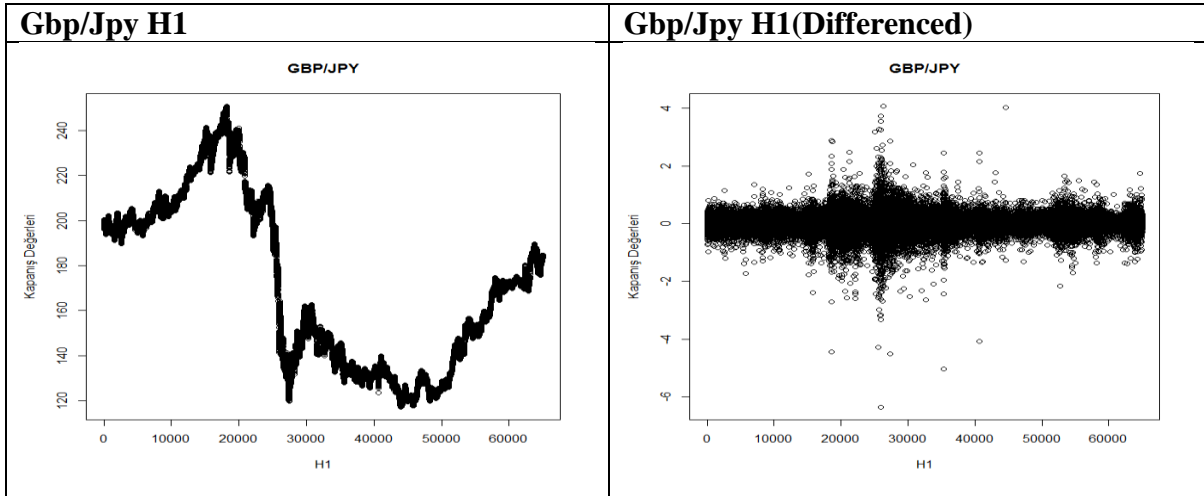
EUR/USD MN (Time Series Analysis 1)



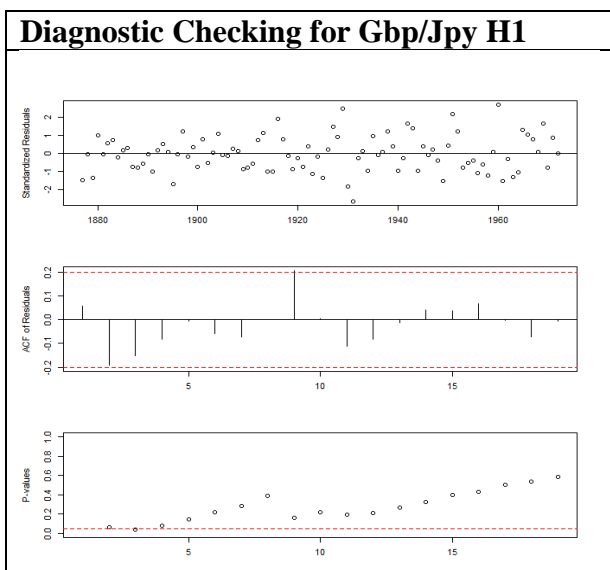
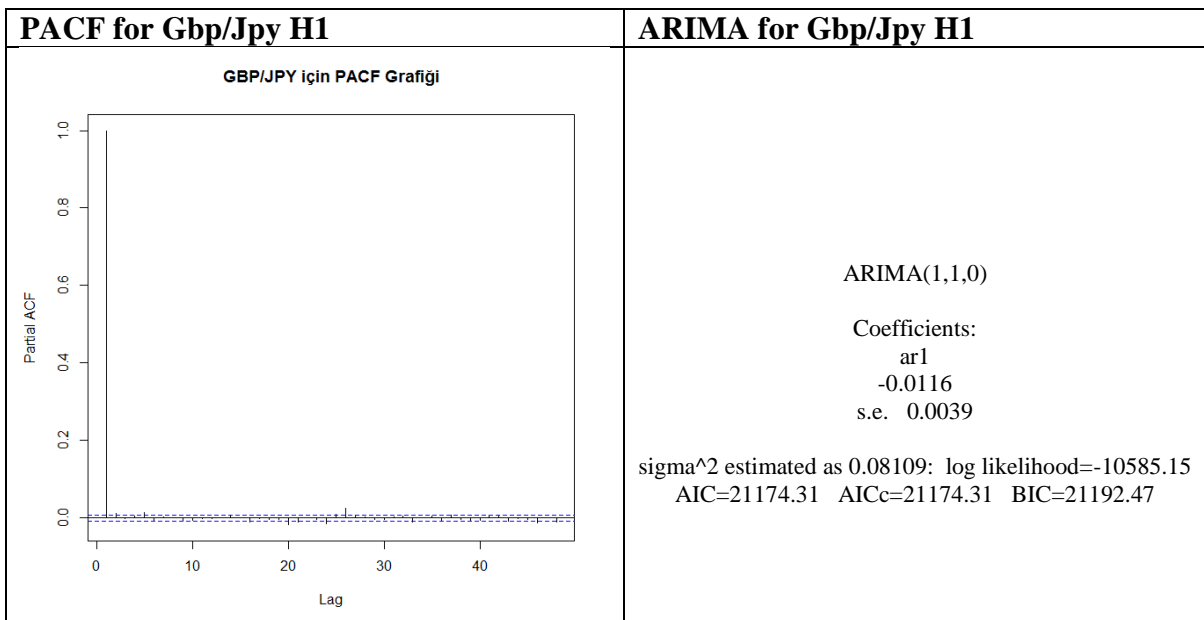
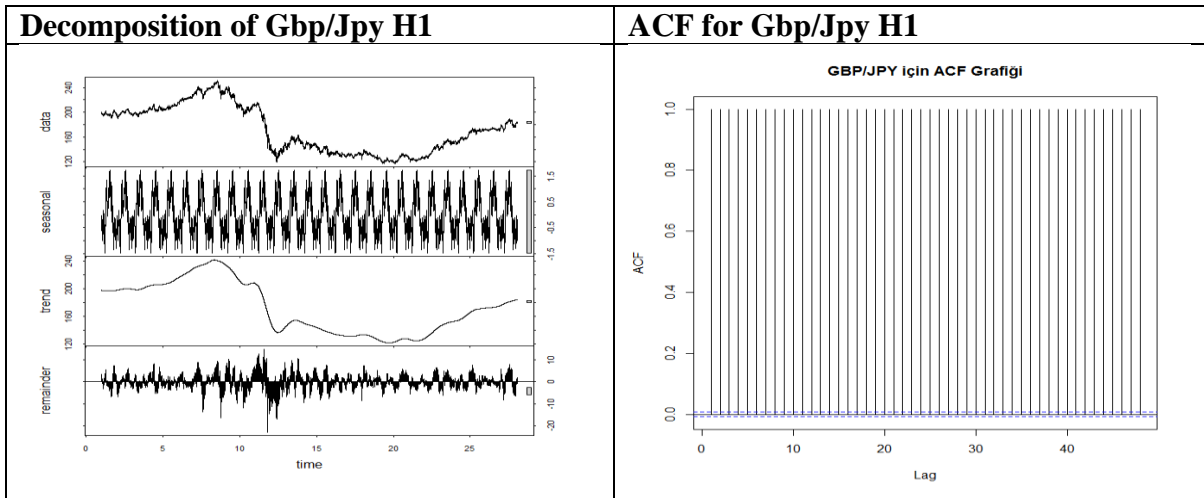
EUR/USD MN (Time Series Analysis 2)



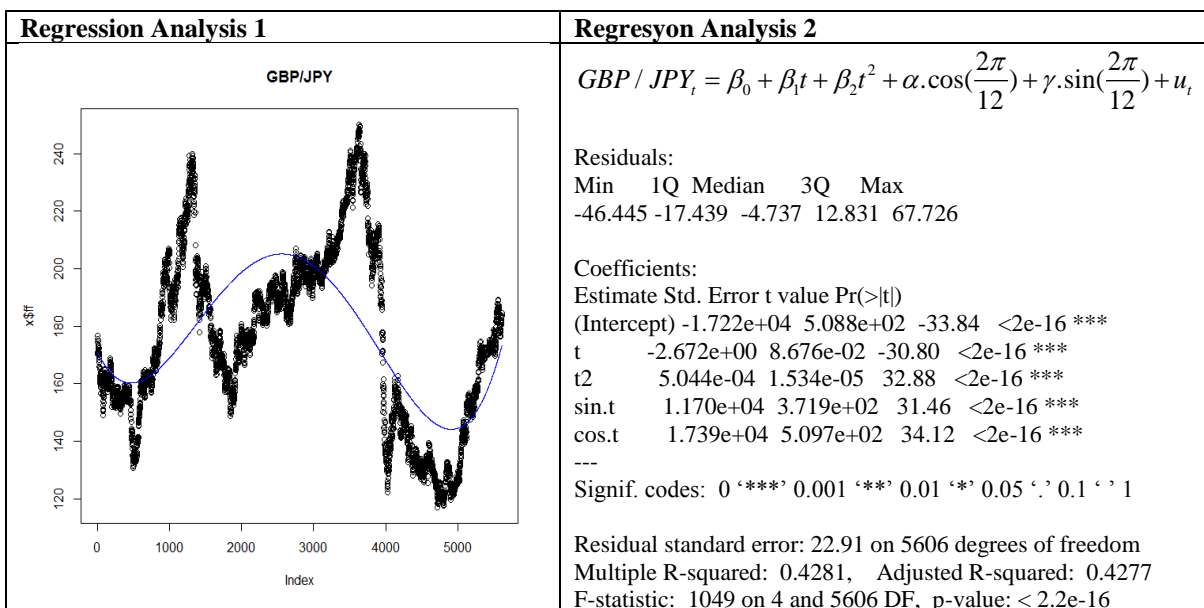
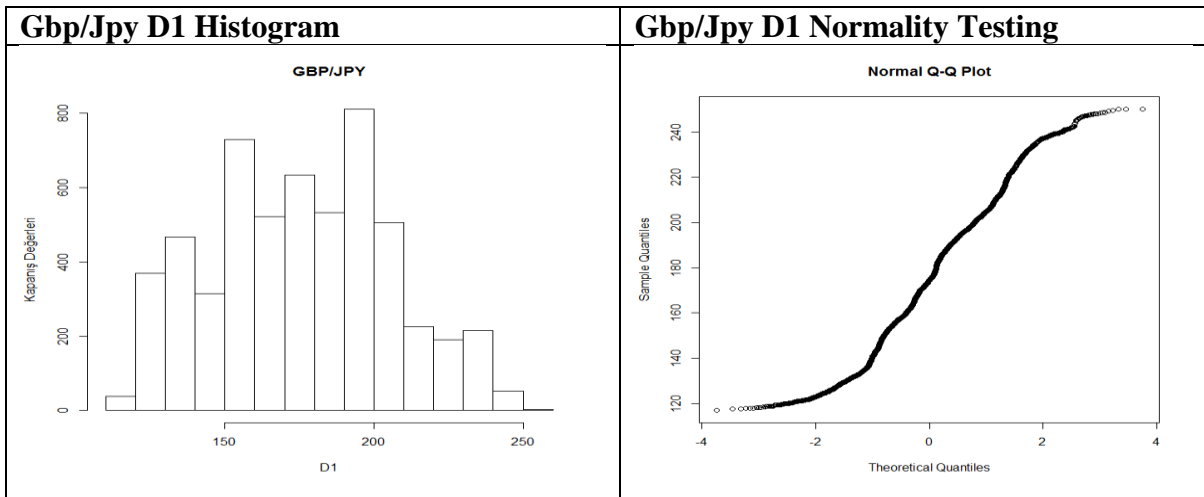
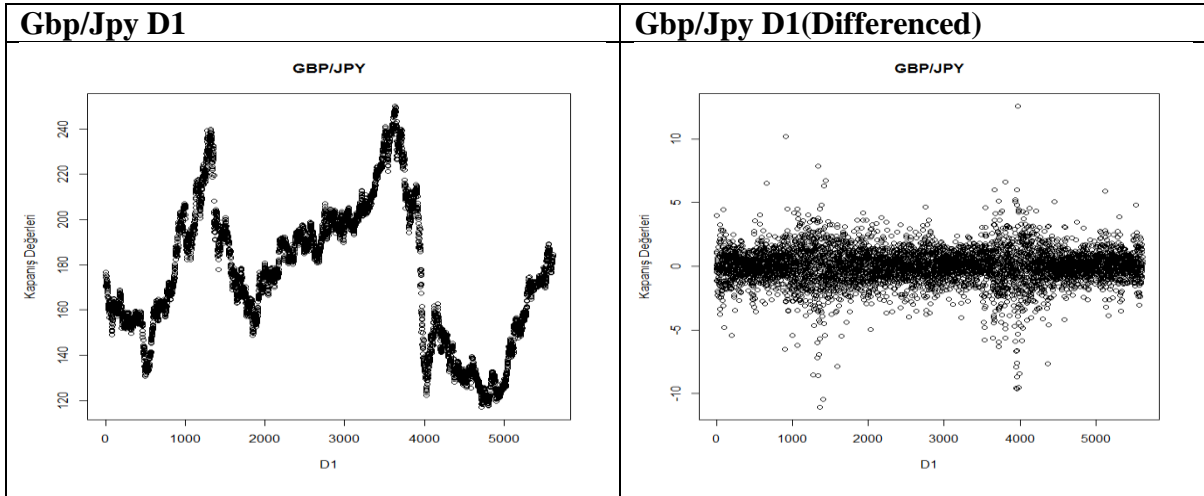
GBP/JPY H1 (Time Series Analysis 1)



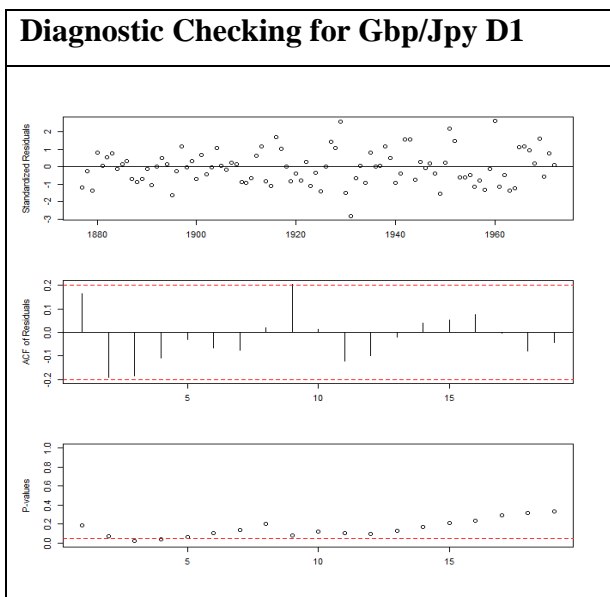
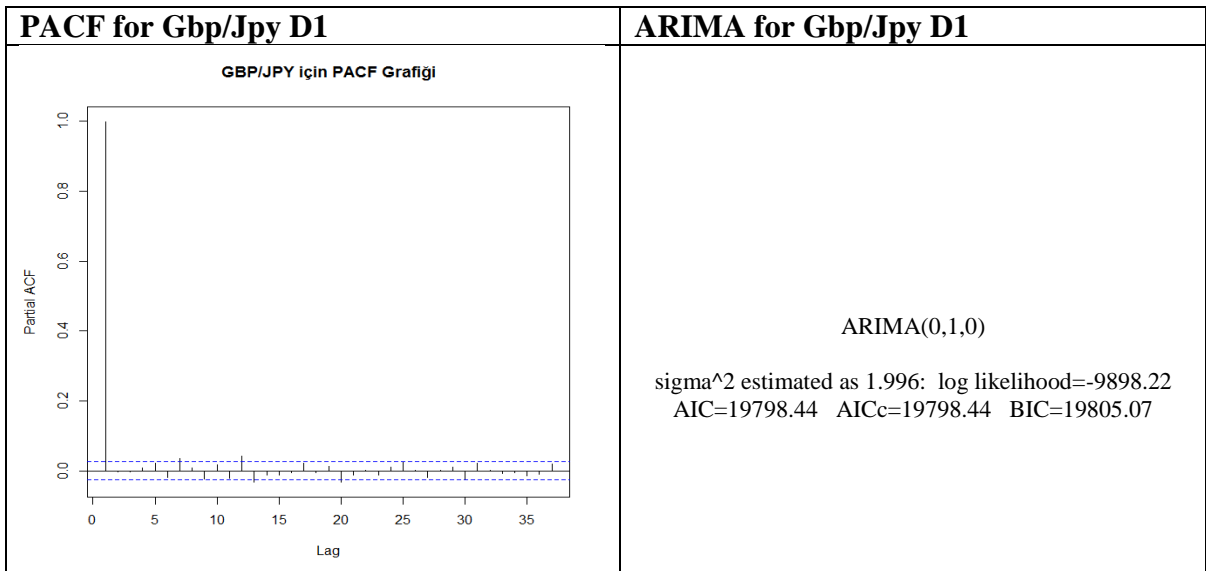
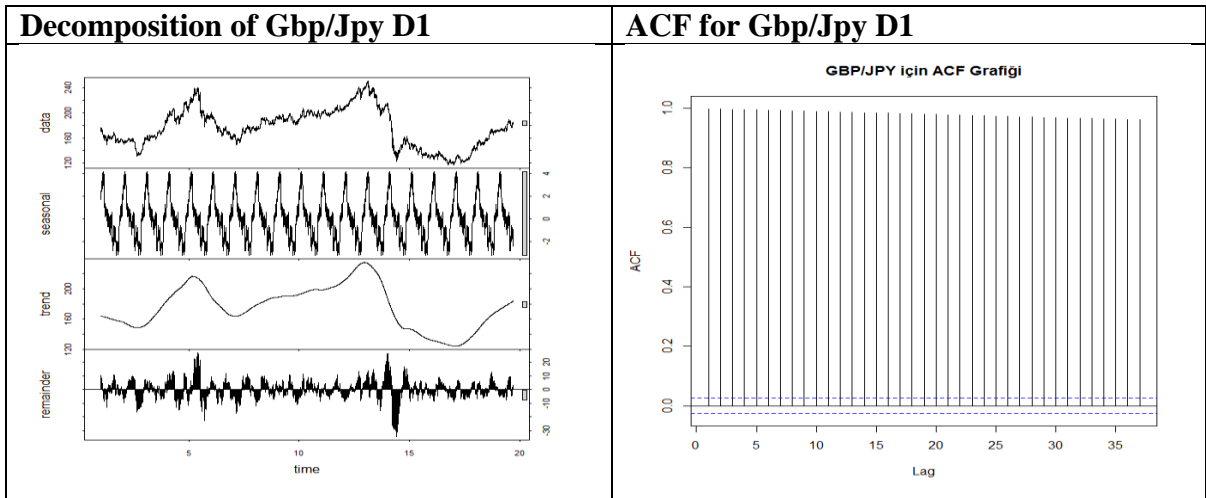
GBP/JPY H1 (Time Series Analysis 2)



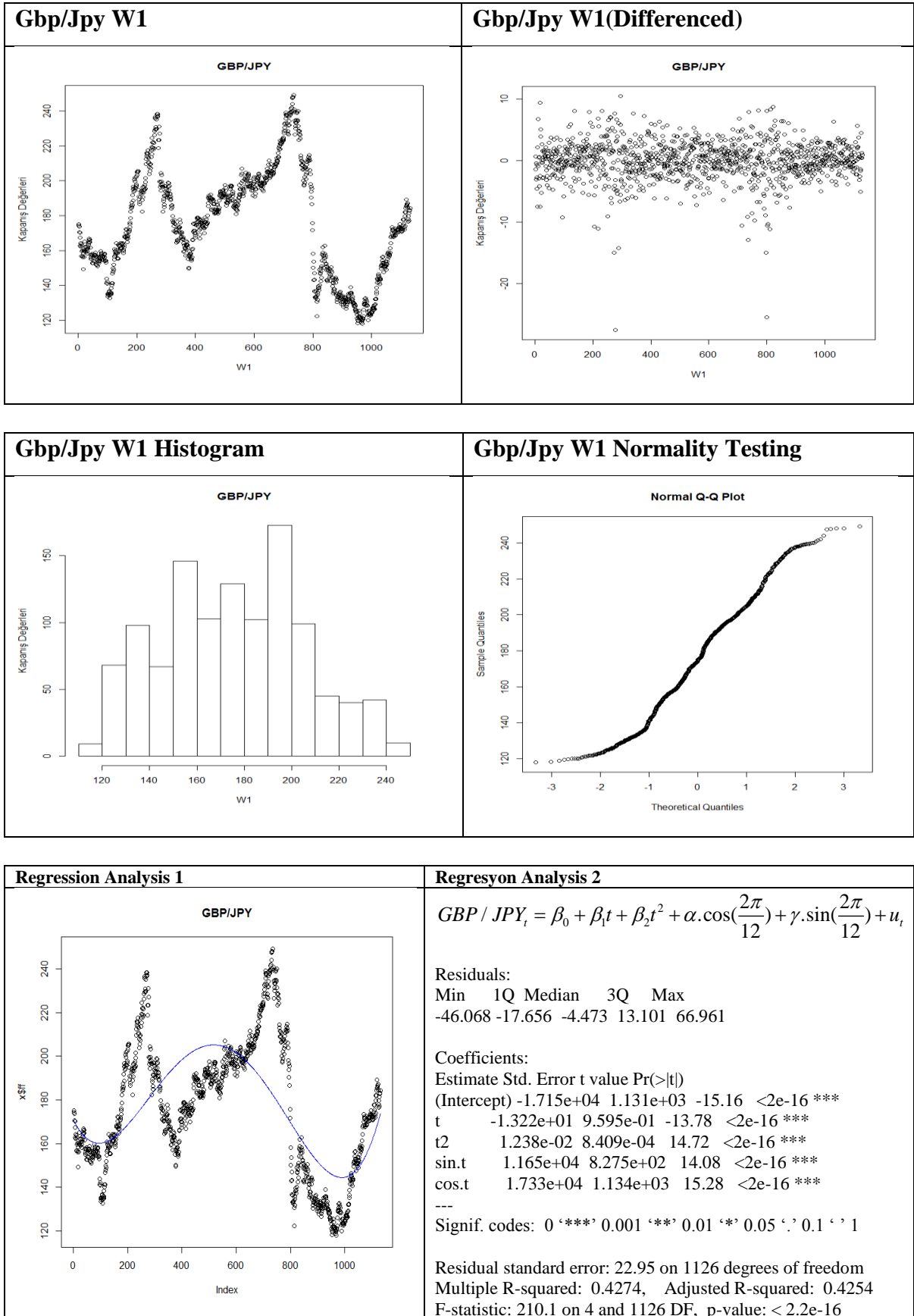
GBP/JPY D1 (Time Series Analysis 1)



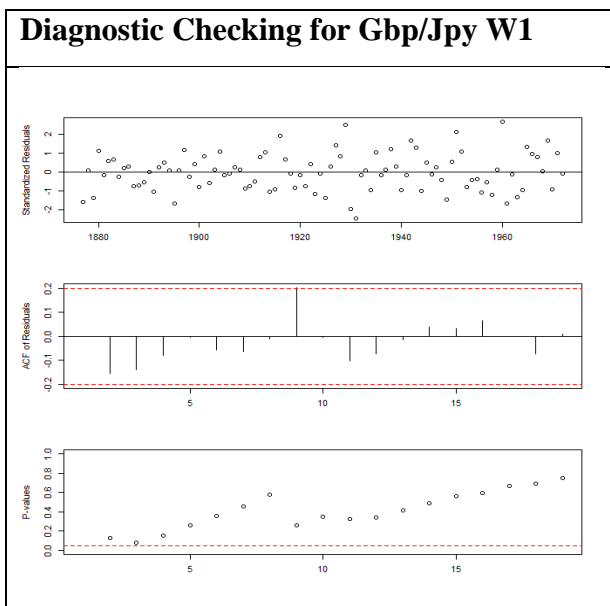
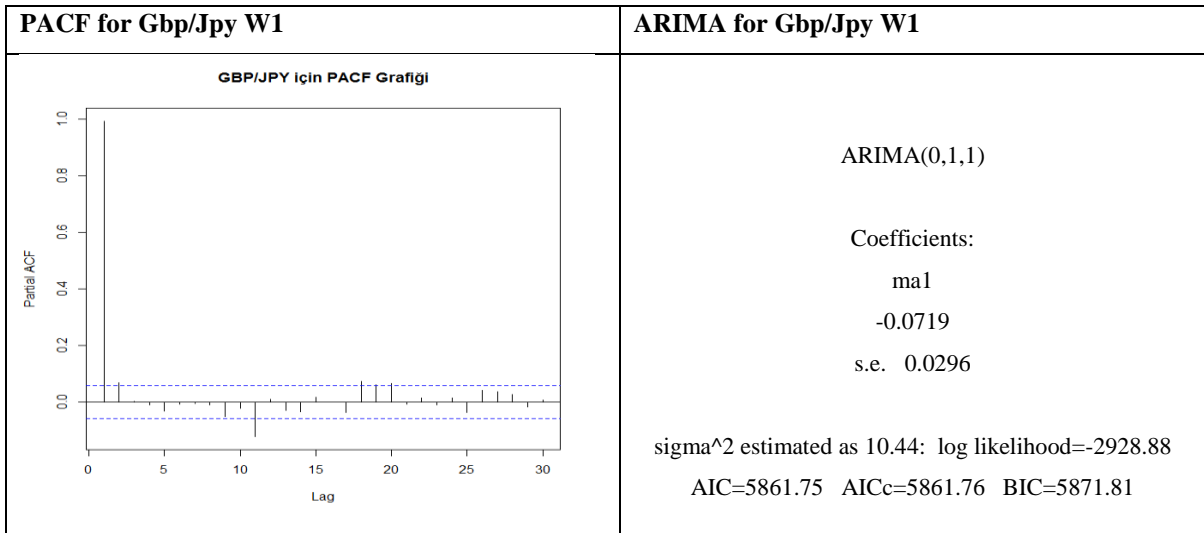
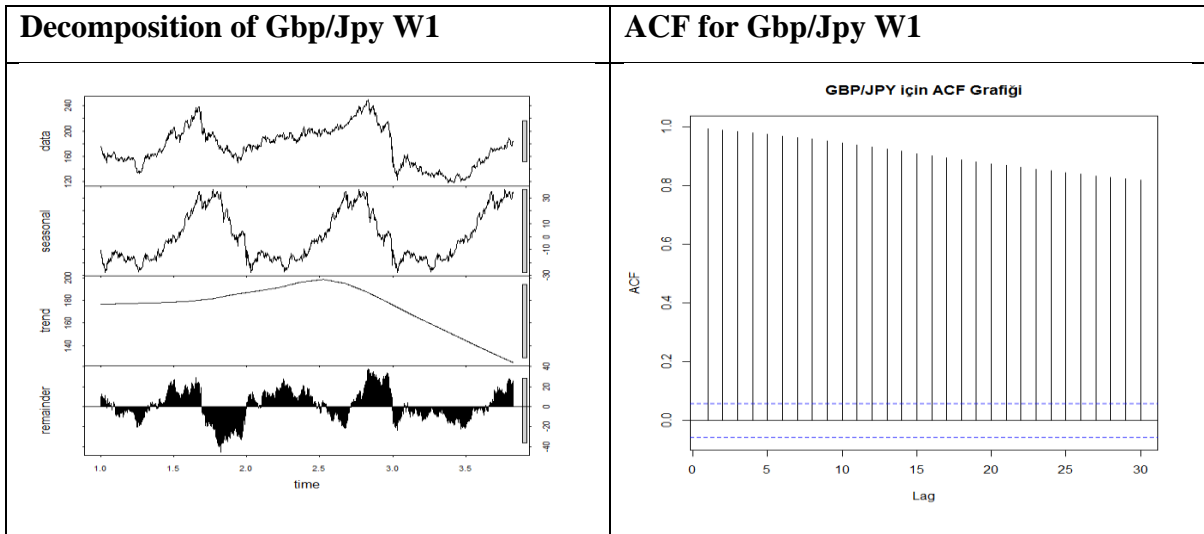
GBP/JPY D1 (Time Series Analysis 2)



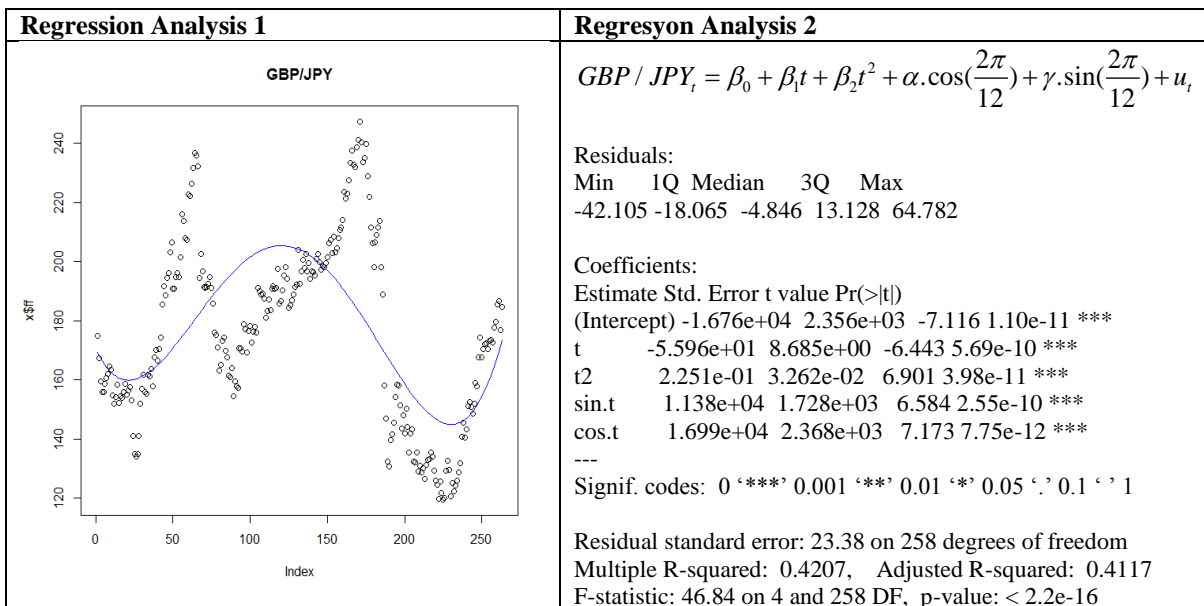
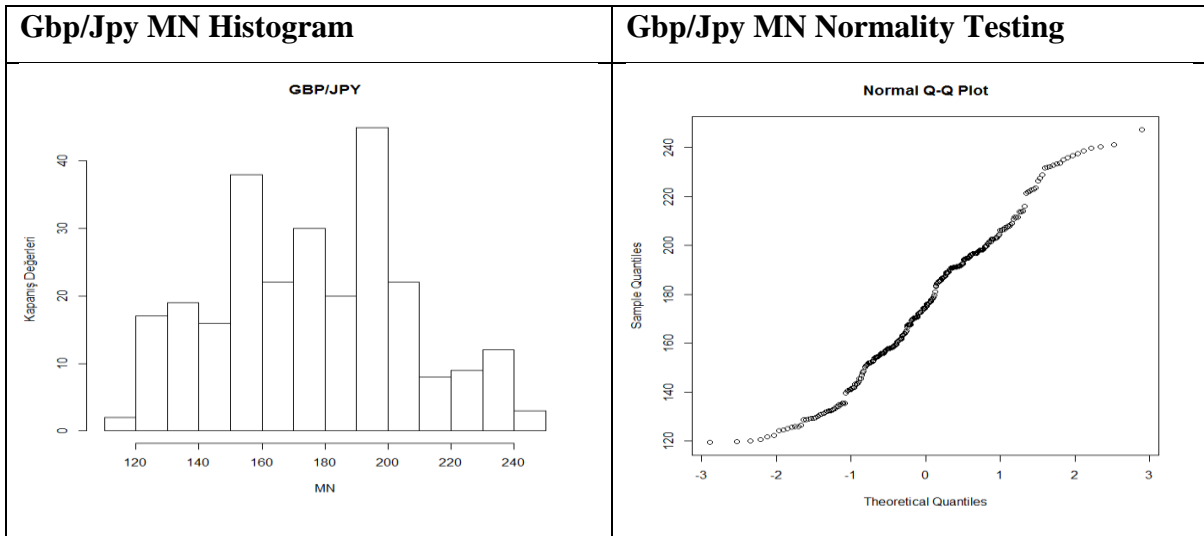
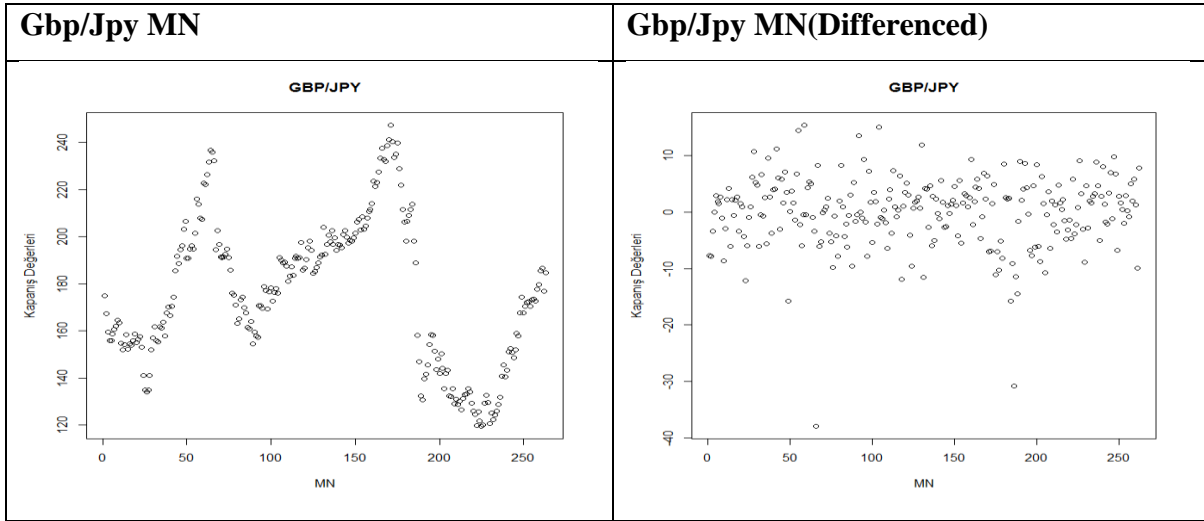
GBP/JPY W1 (Time Series Analysis 1)



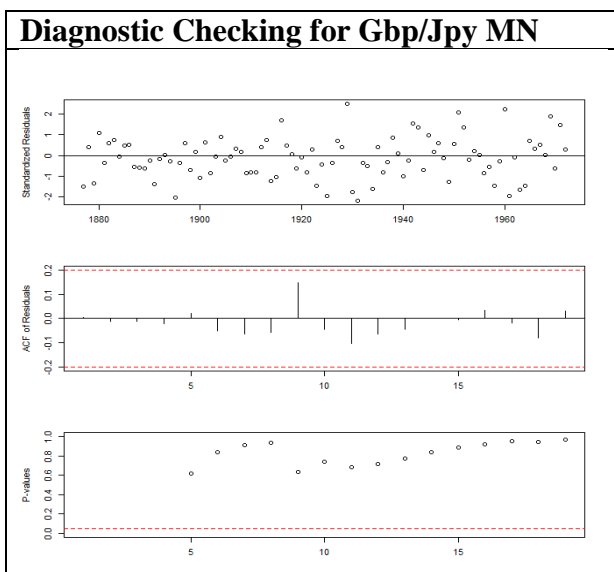
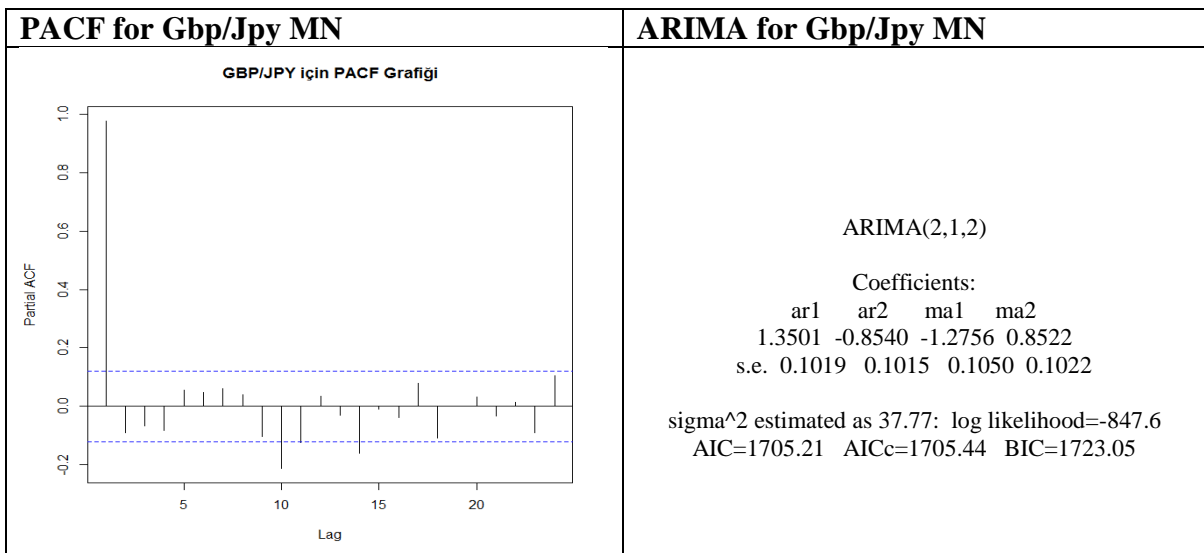
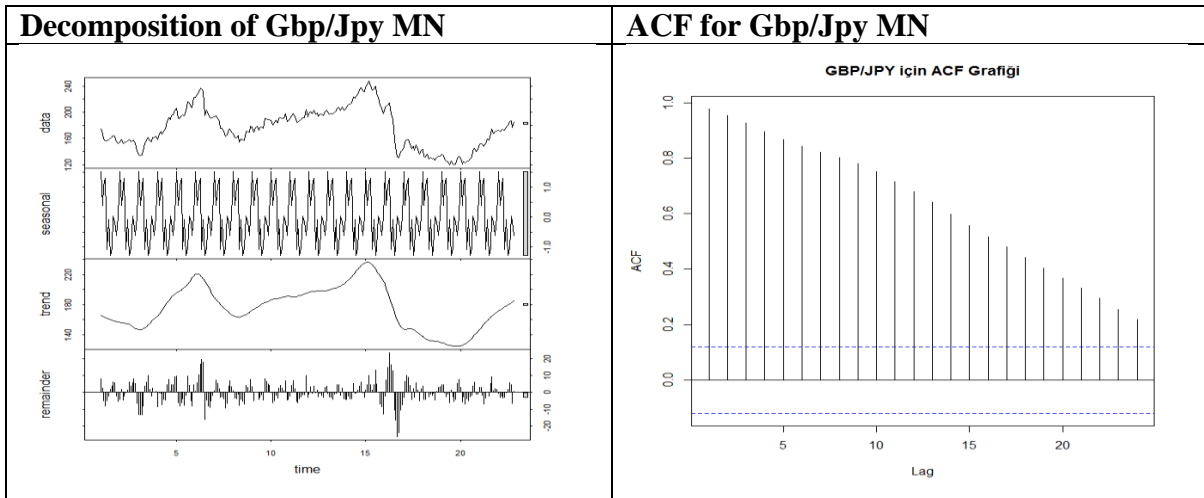
GBP/JPY W1 (Time Series Analysis 2)



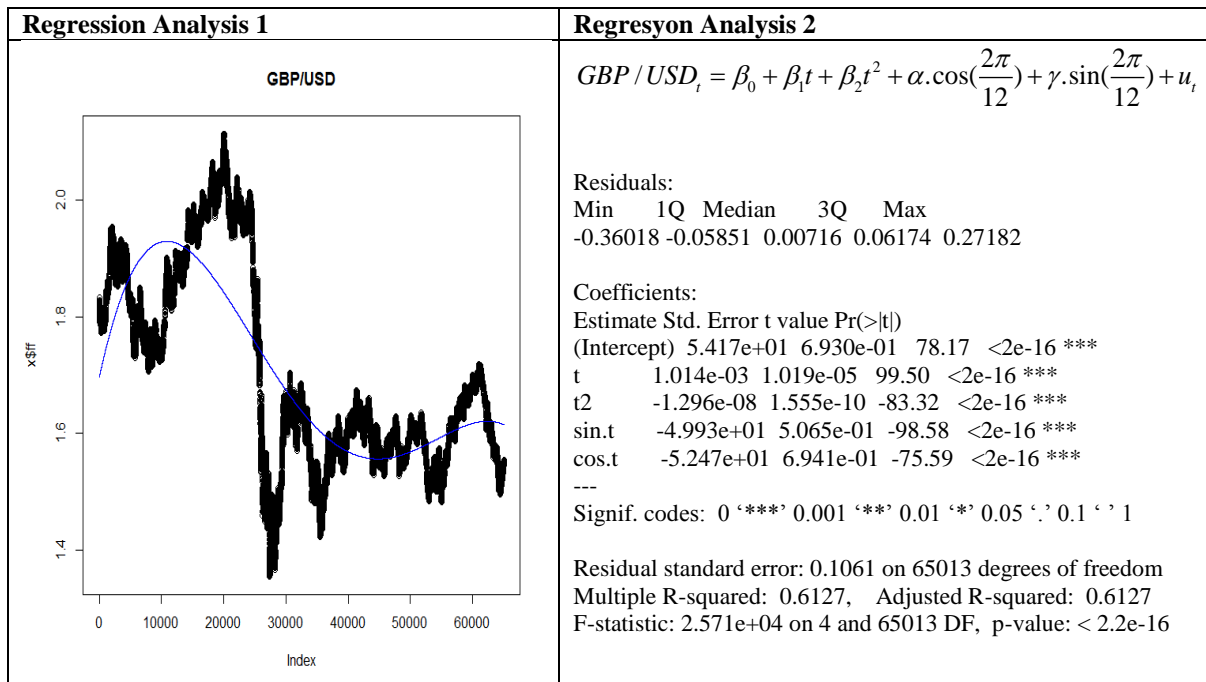
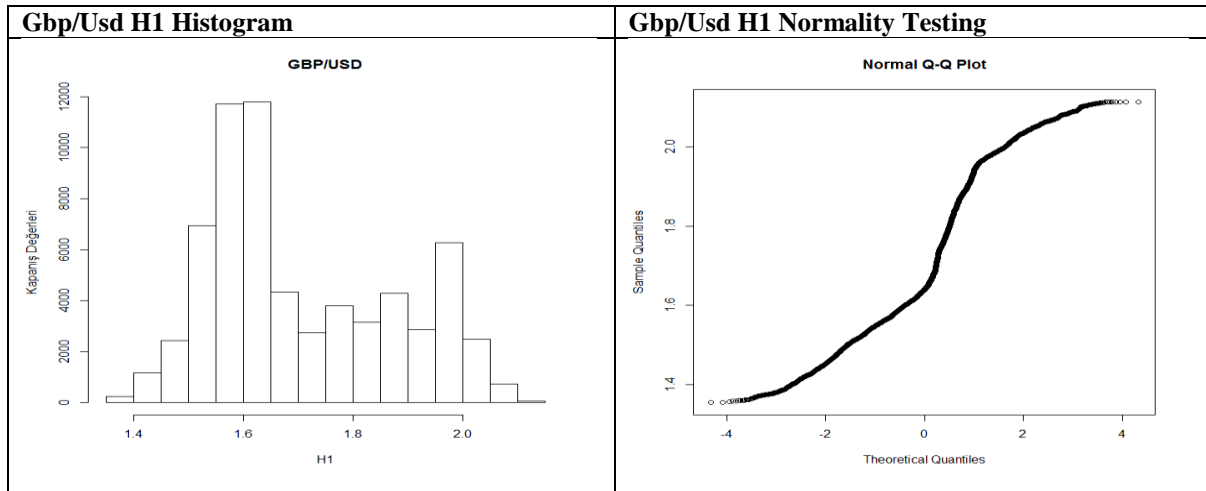
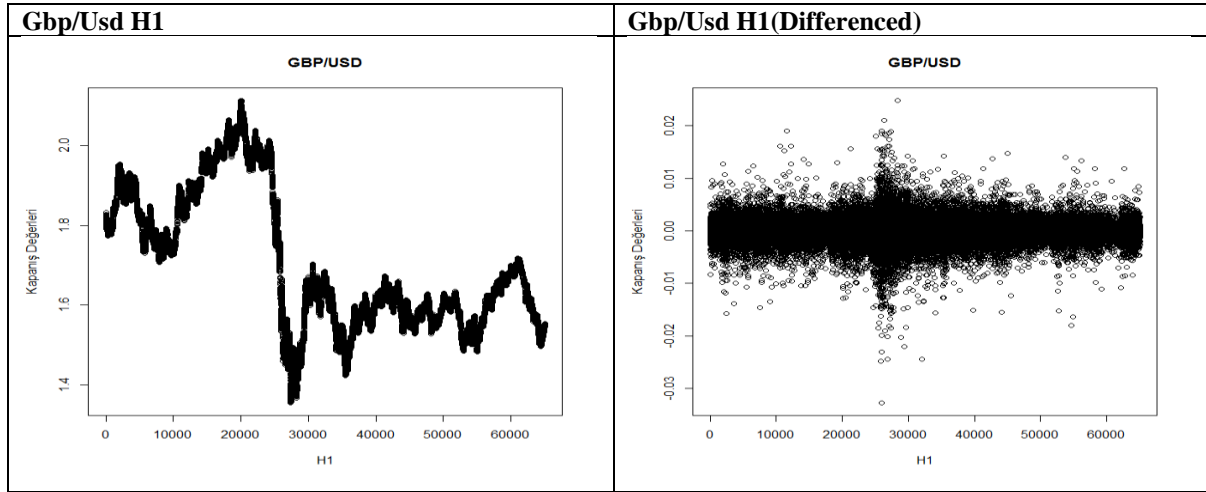
GBP/JPY MN (Time Series Analysis 1)



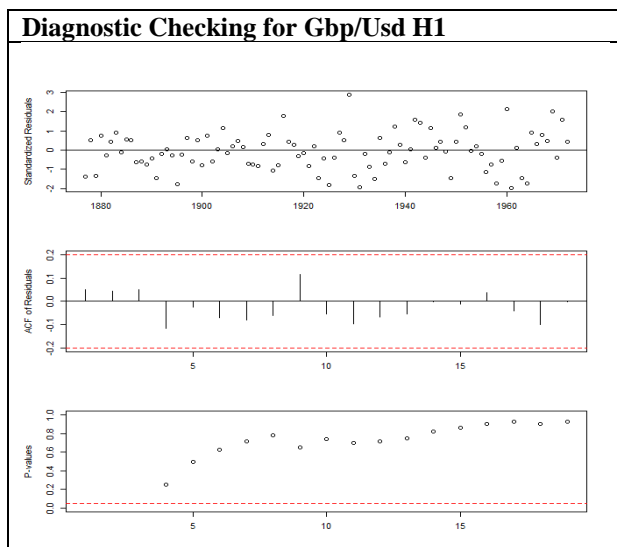
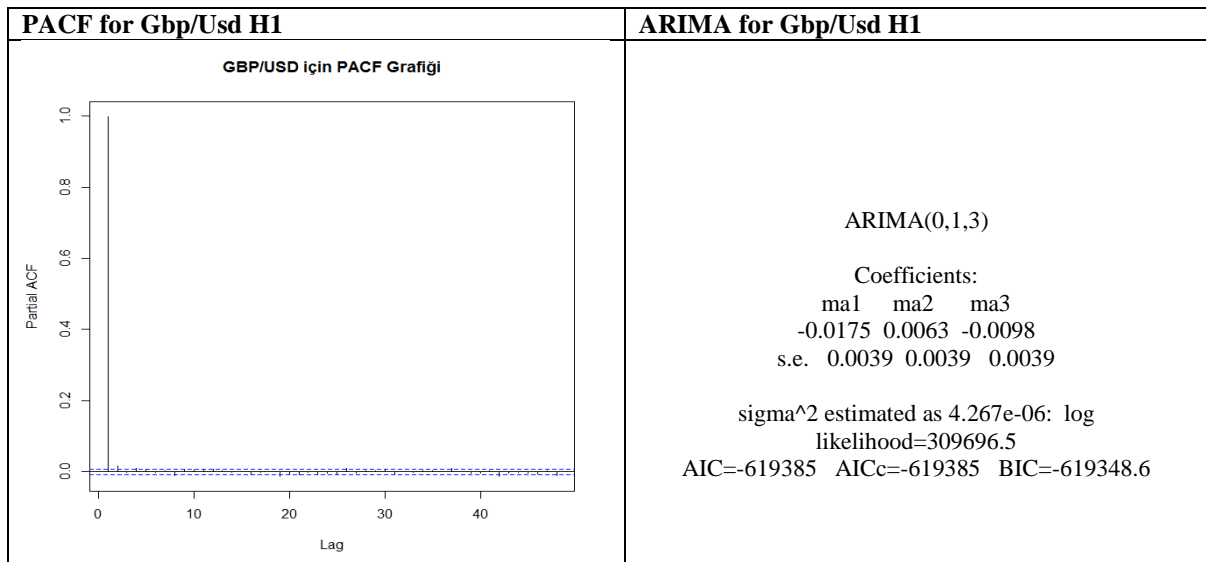
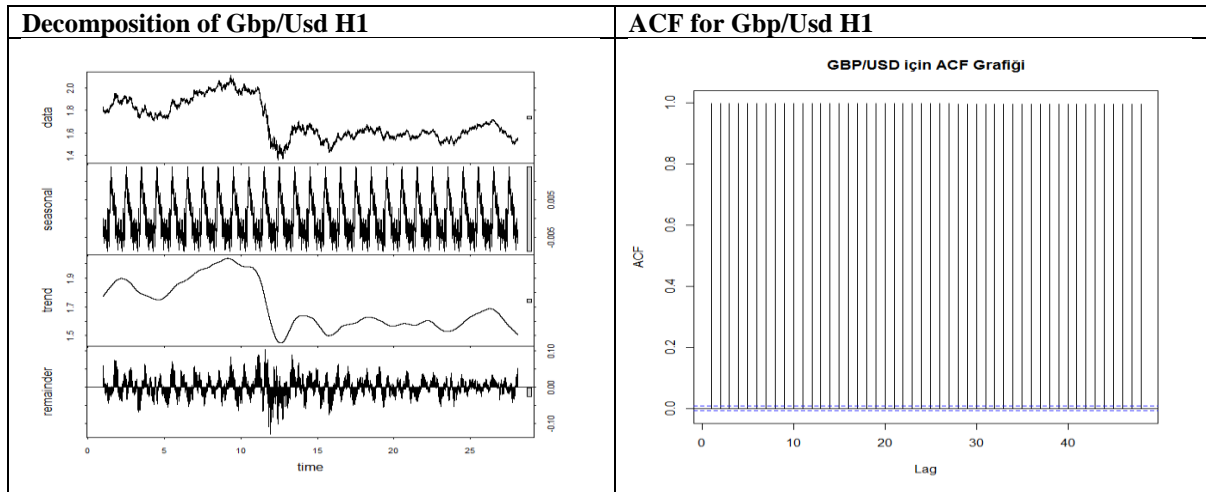
GBP/JPY MN (Time Series Analysis 2)



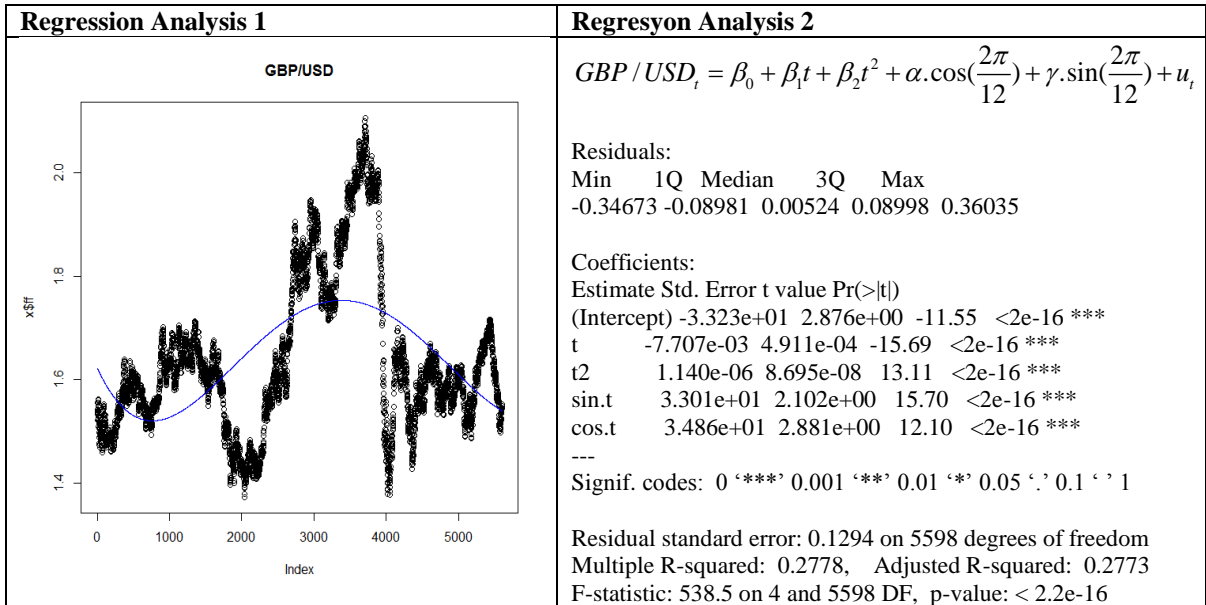
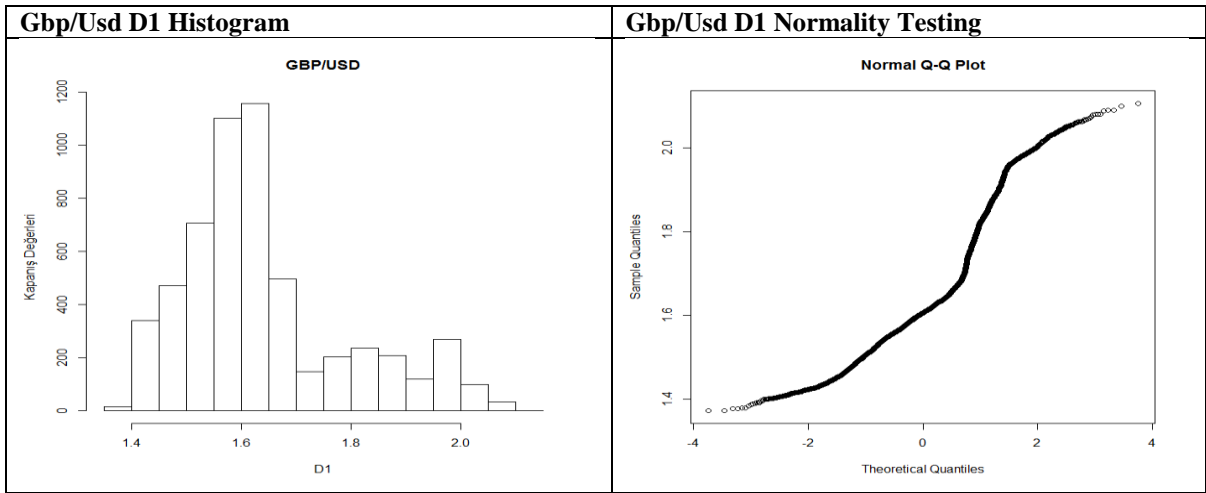
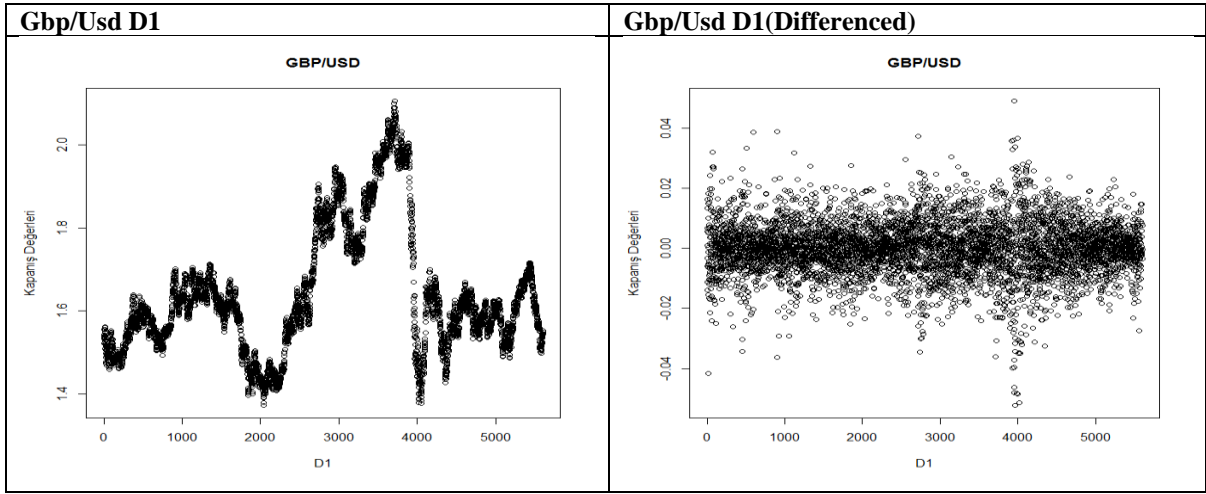
GBP/USD H1 (Time Series Analysis 1)



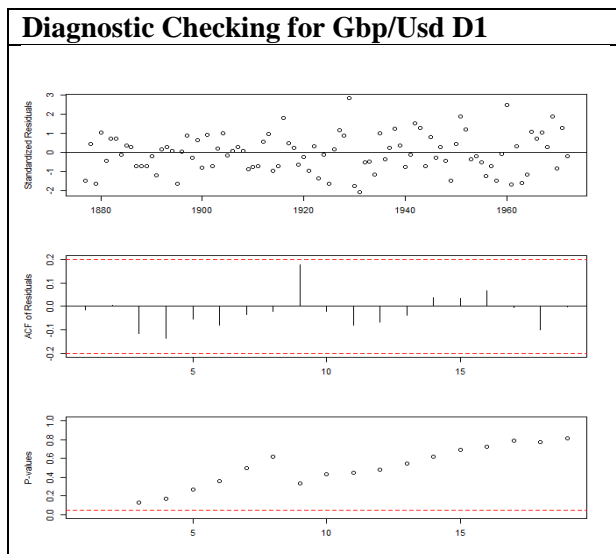
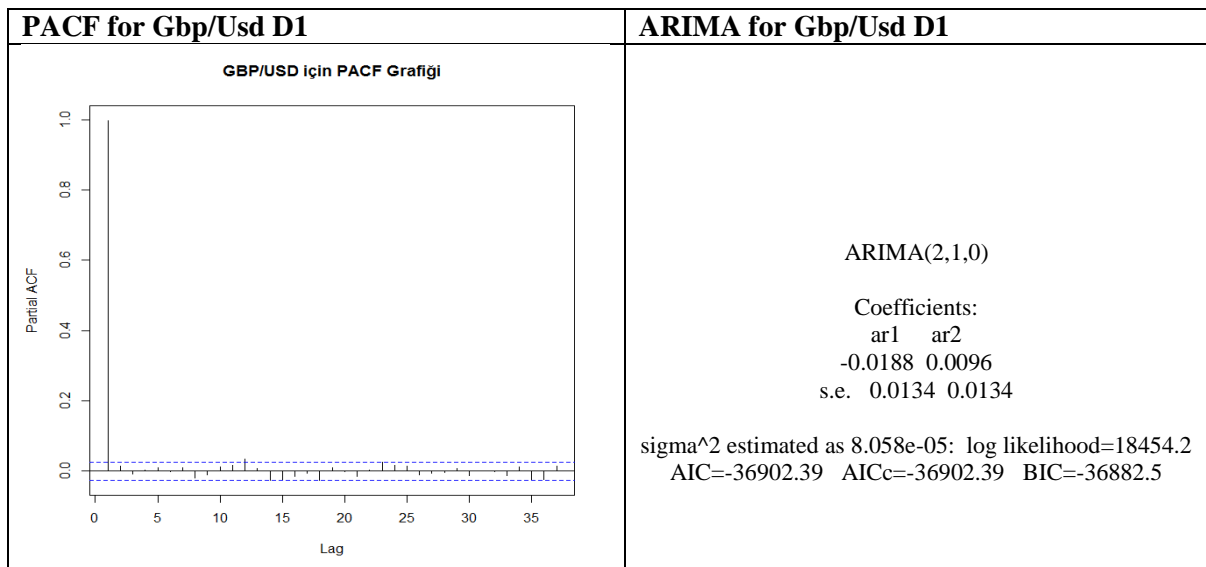
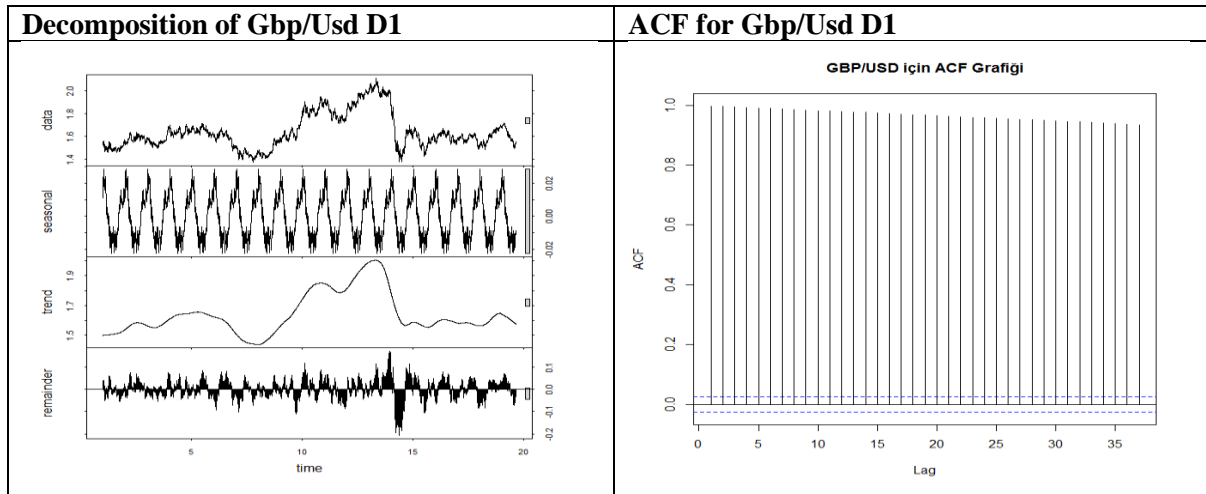
GBP/USD H1 (Time Series Analysis 2)



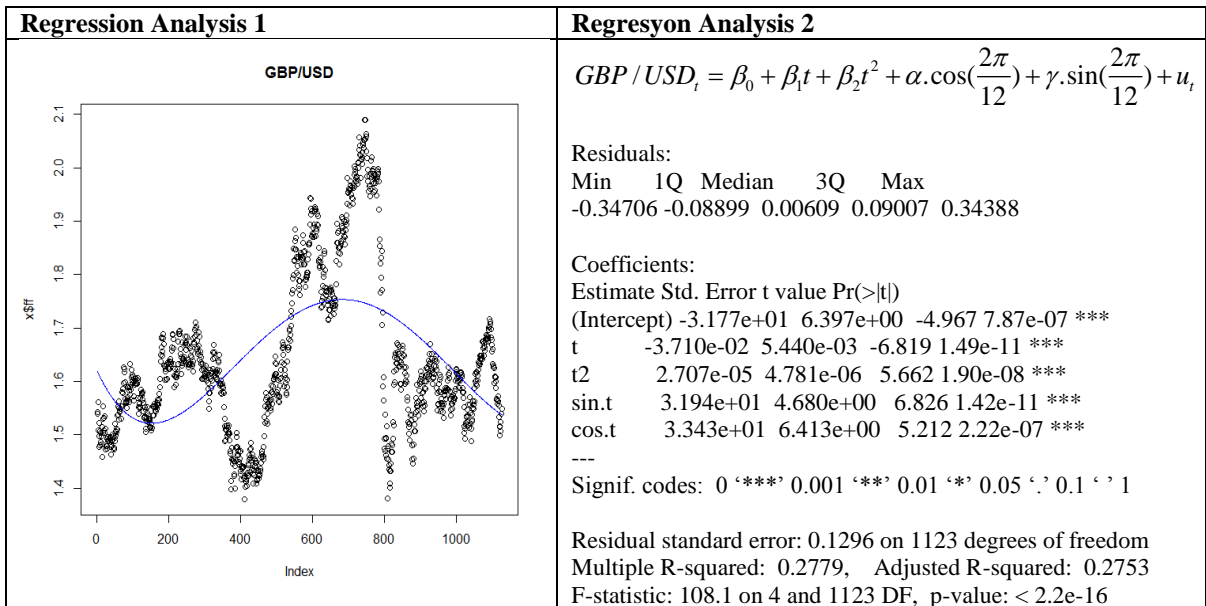
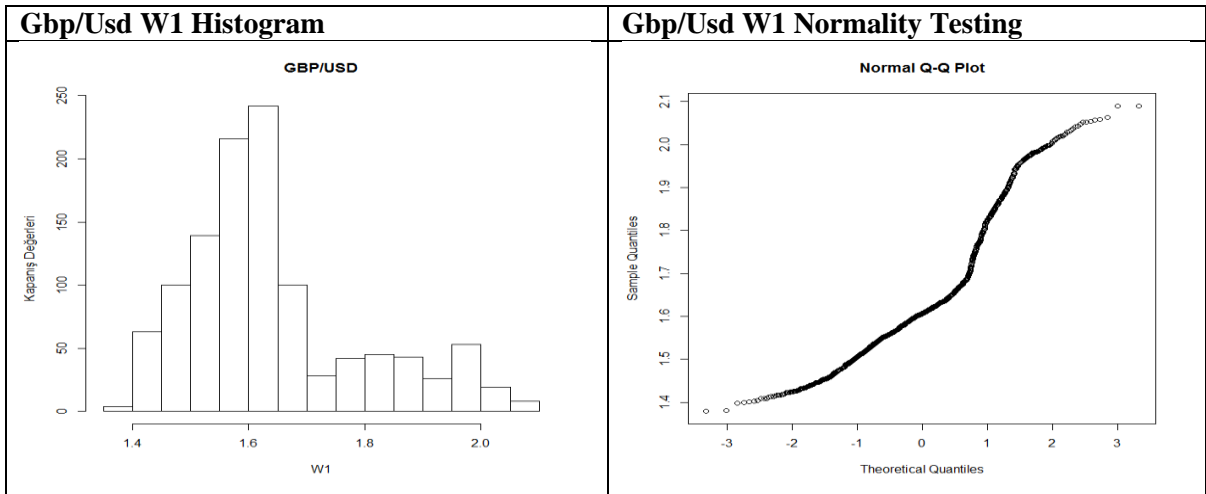
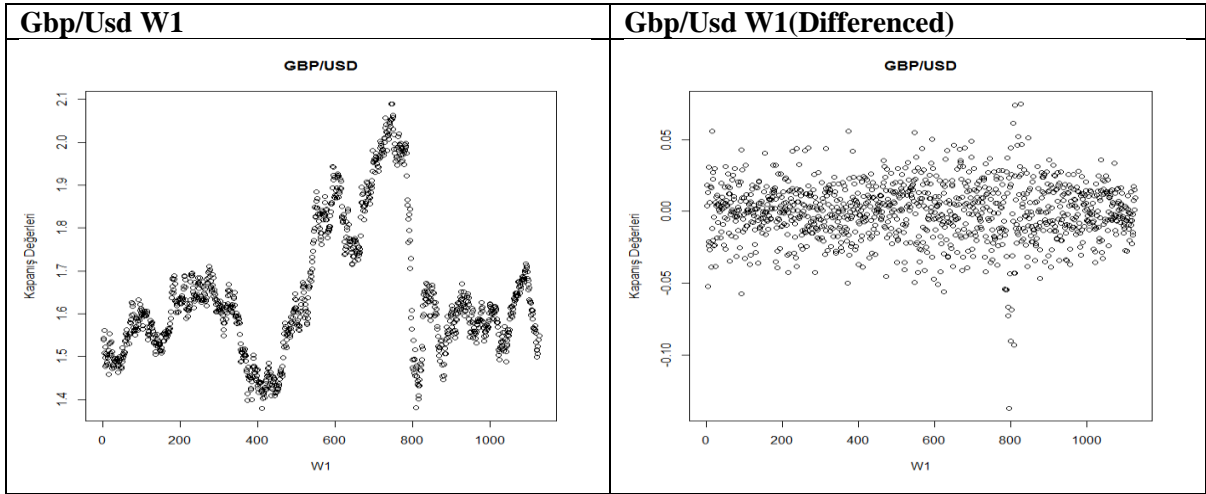
GBP/USD D1 (Time Series Analysis 1)



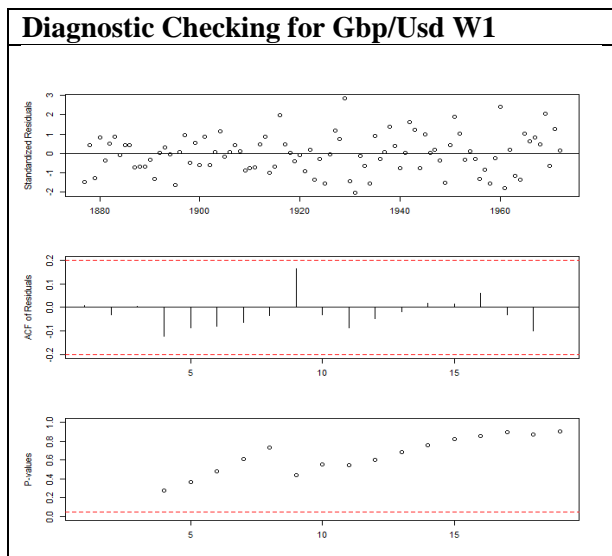
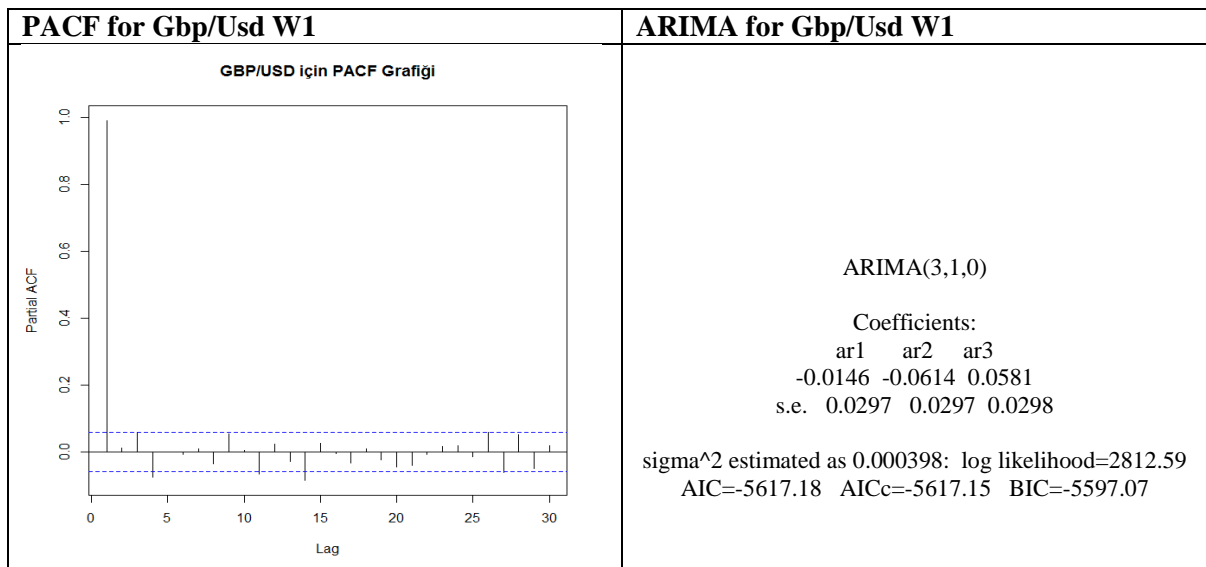
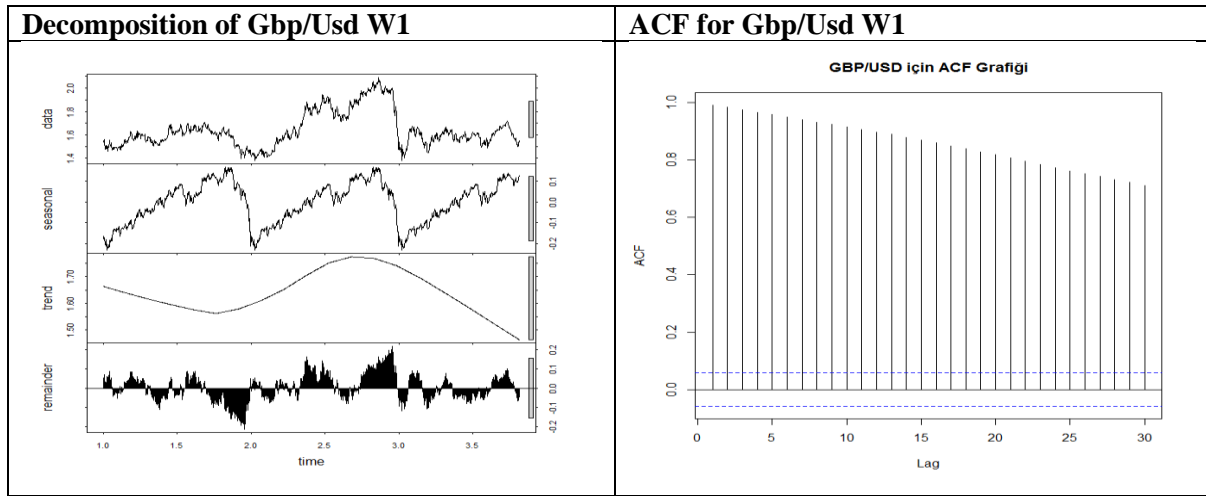
GBP/USD D1 (Time Series Analysis 2)



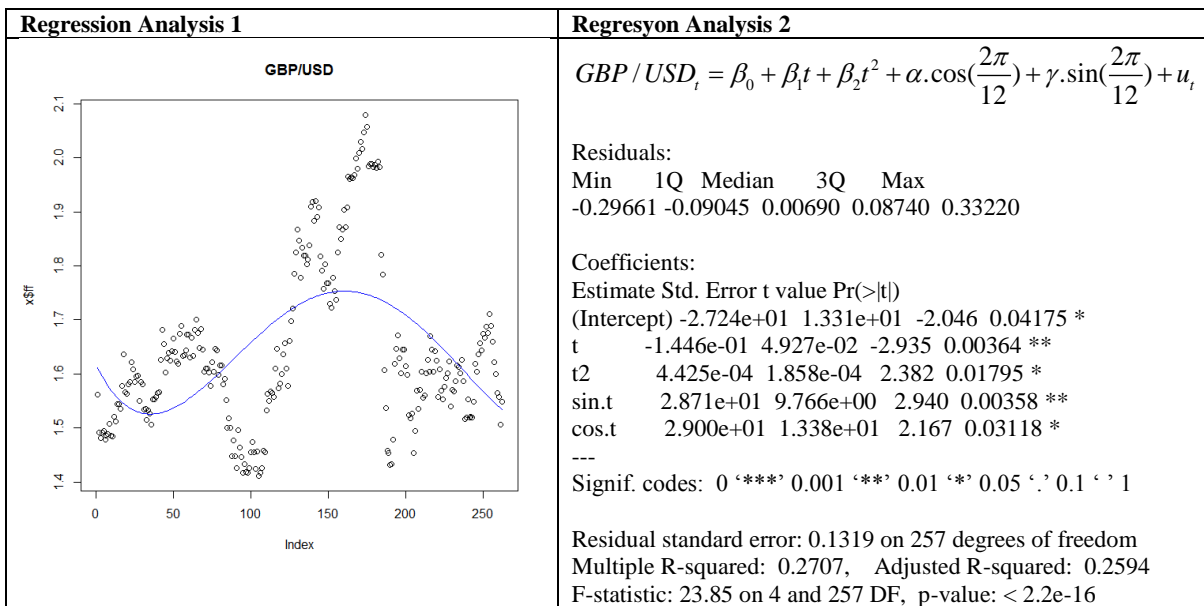
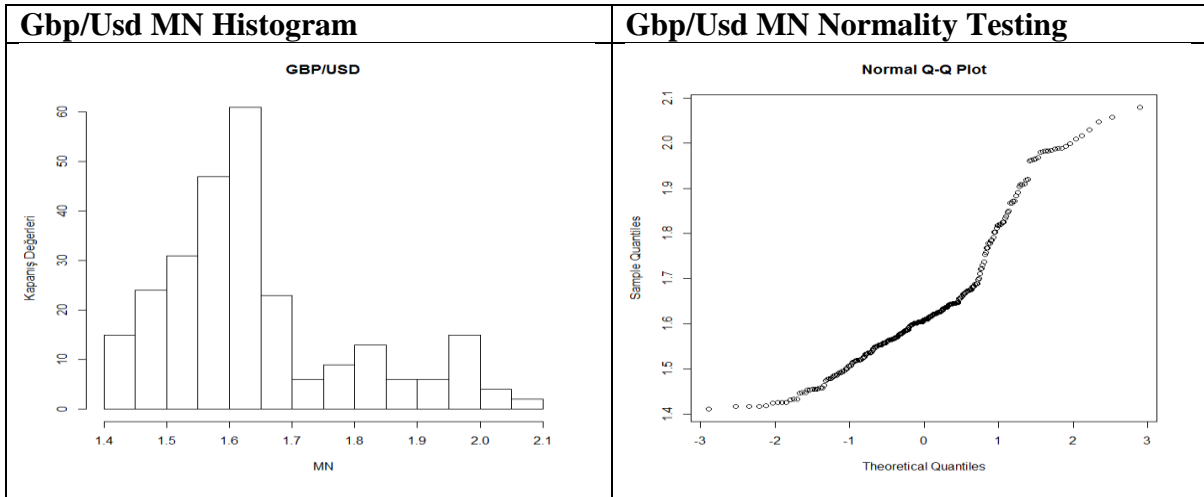
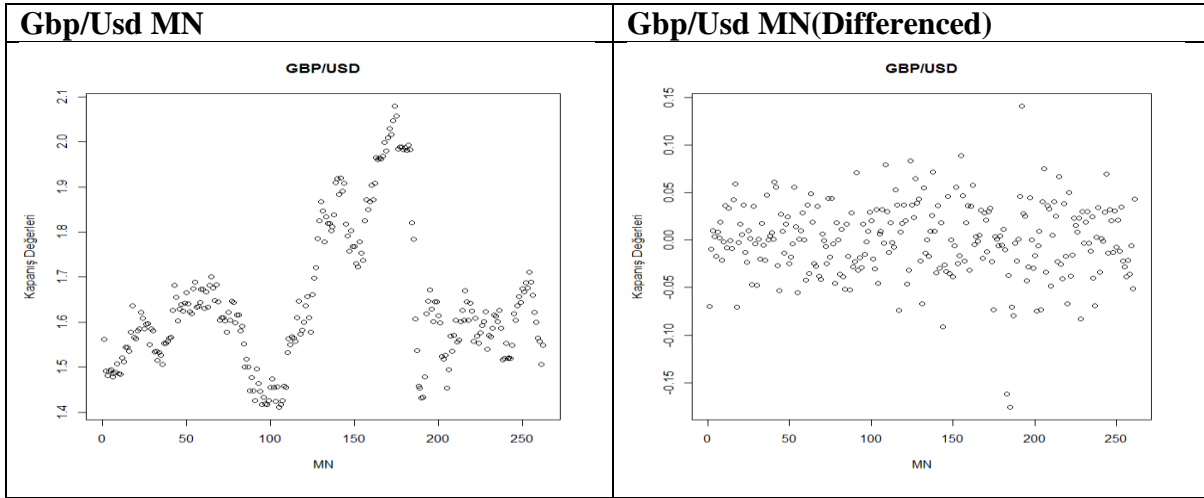
GBP/USD W1 (Time Series Analysis 1)



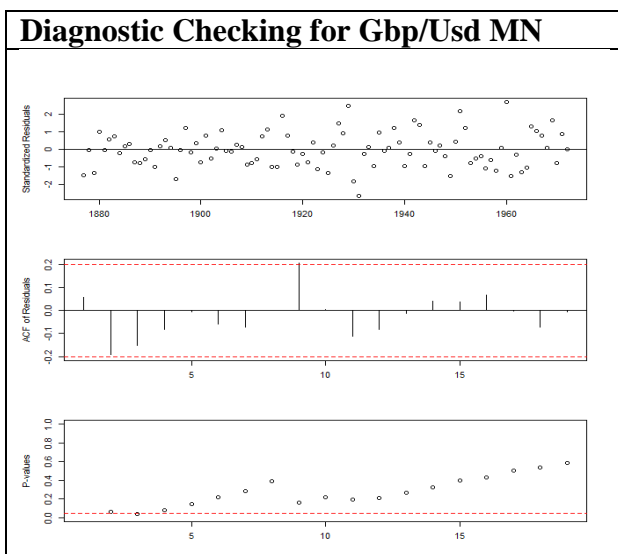
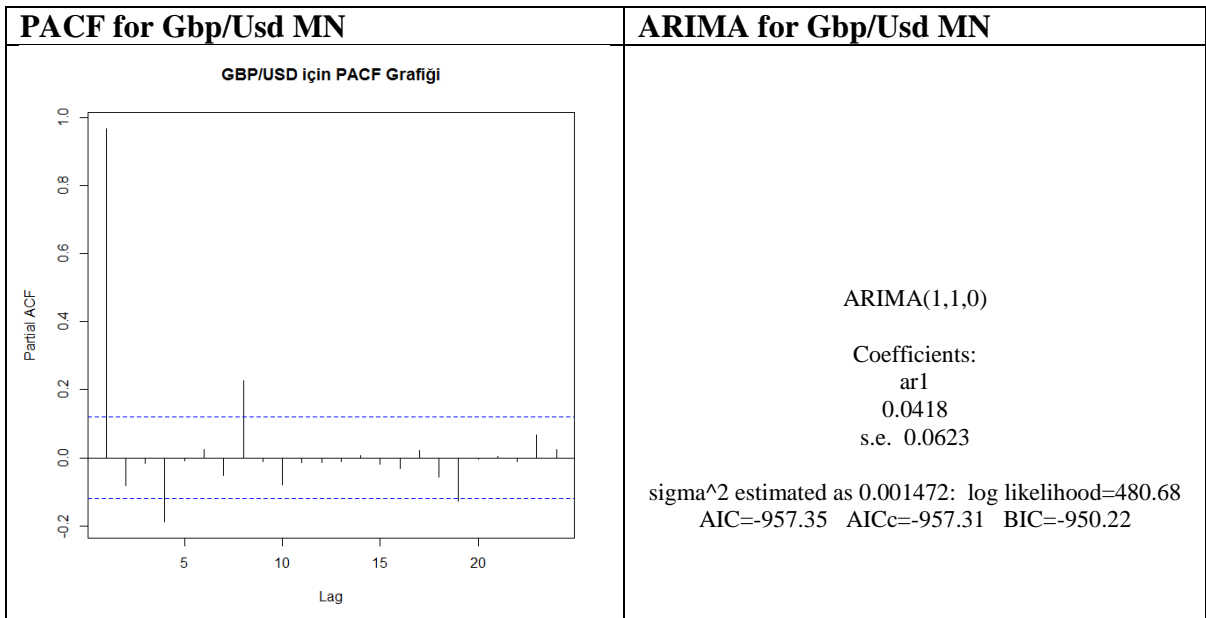
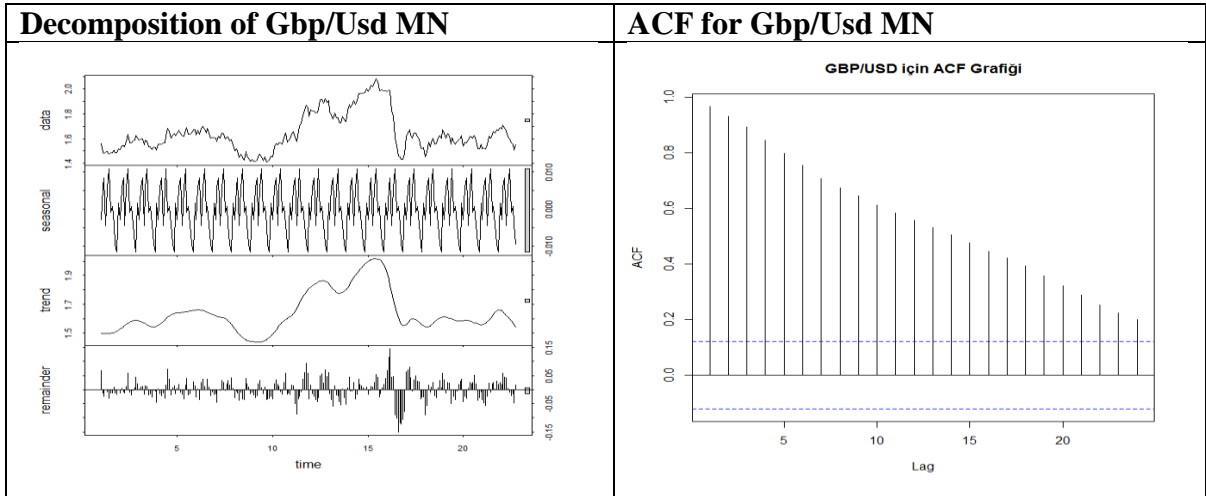
GBP/USD W1 (Time Series Analysis 2)



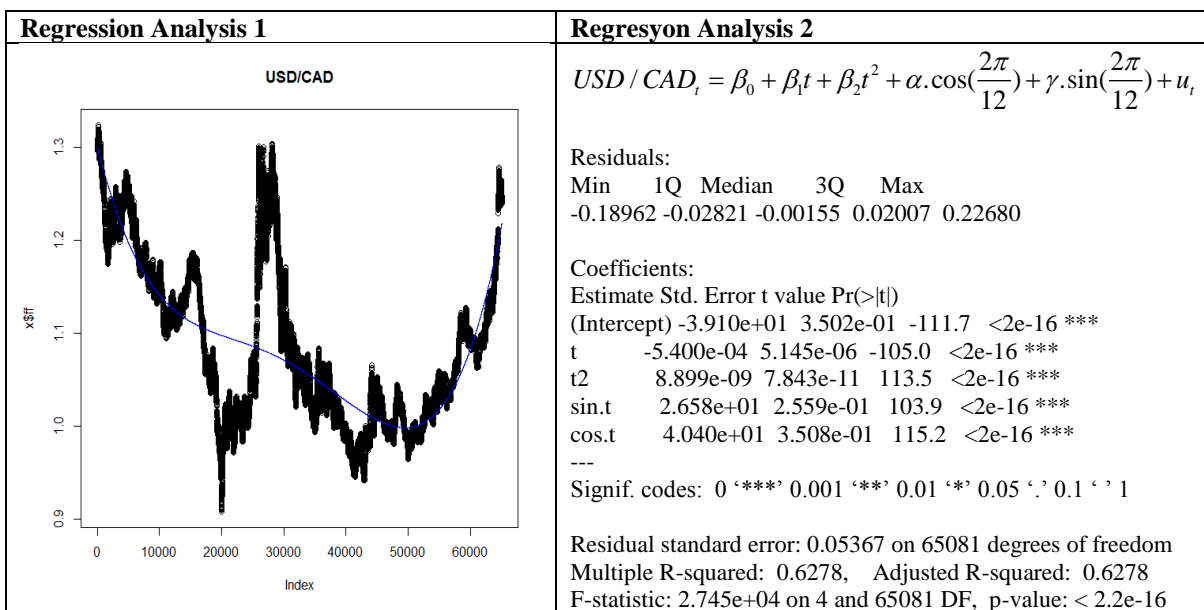
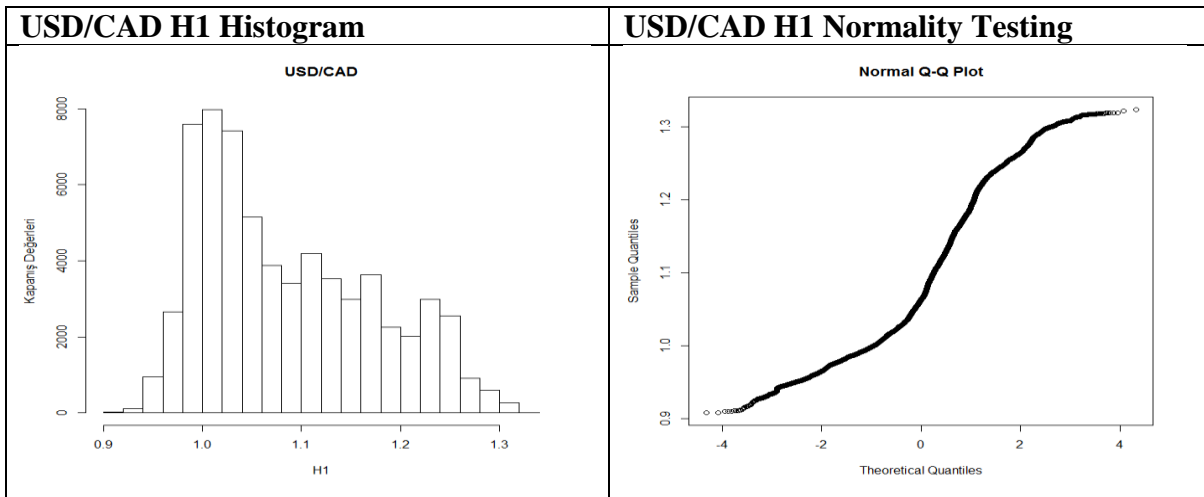
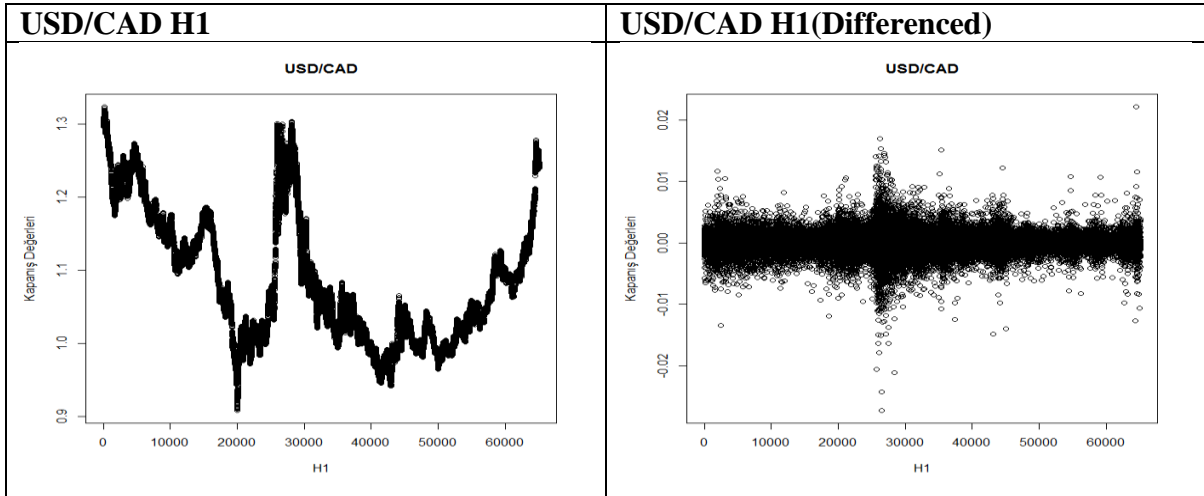
GBP/USD MN (Time Series Analysis 1)



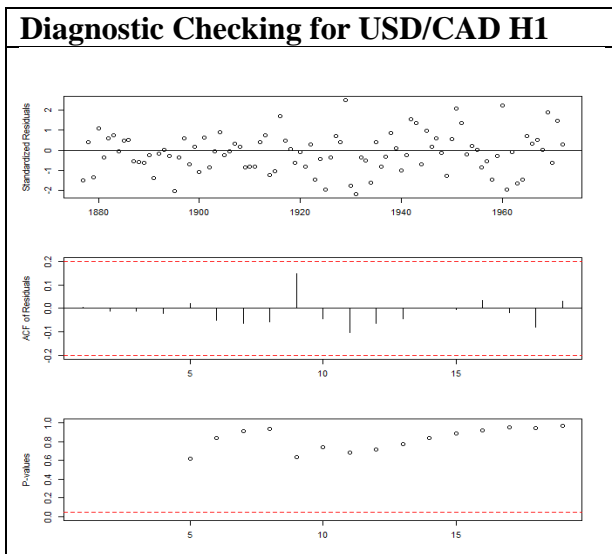
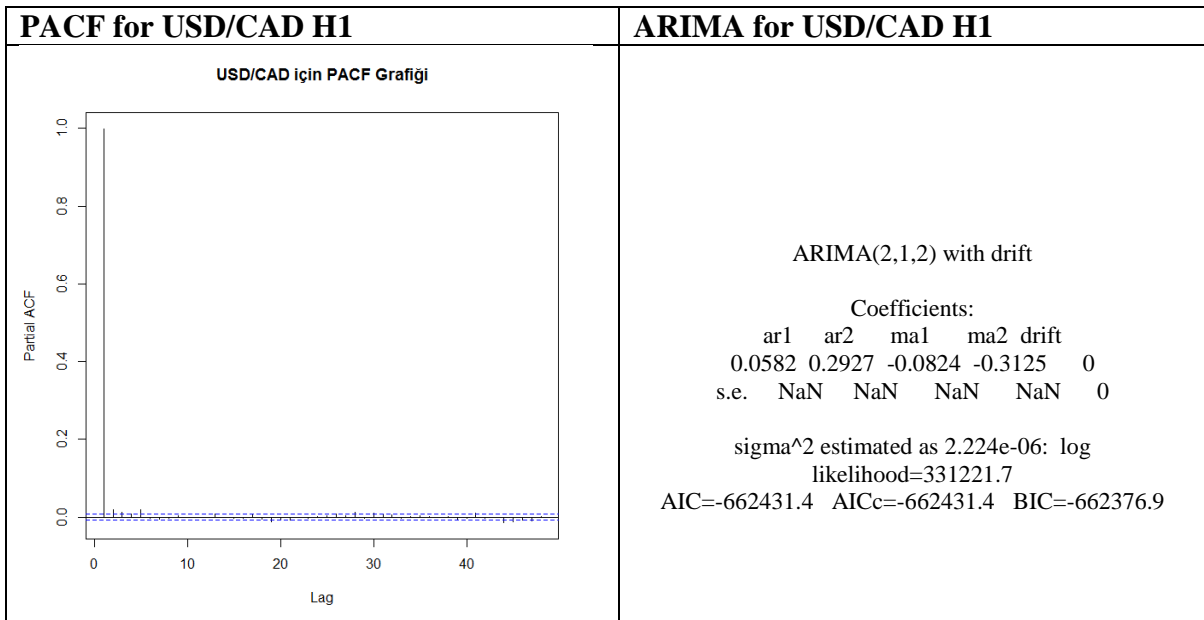
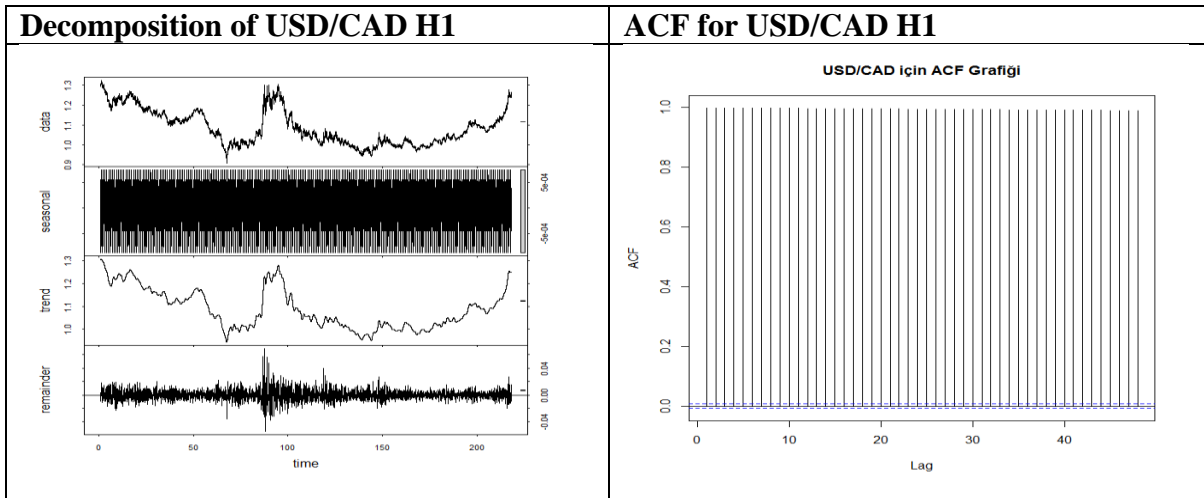
GBP/USD MN (Time Series Analysis 2)



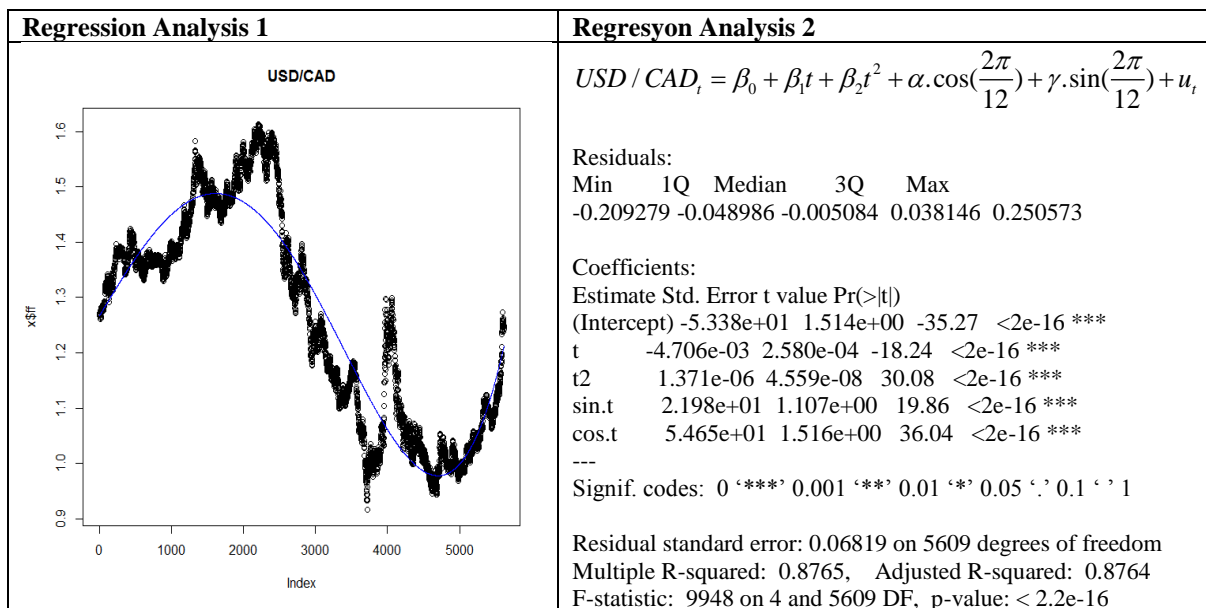
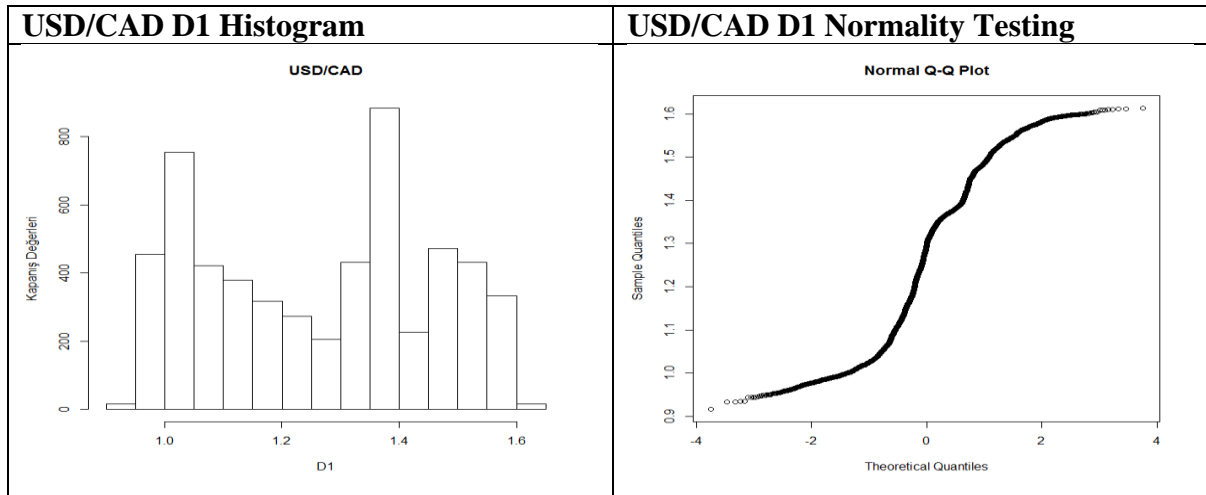
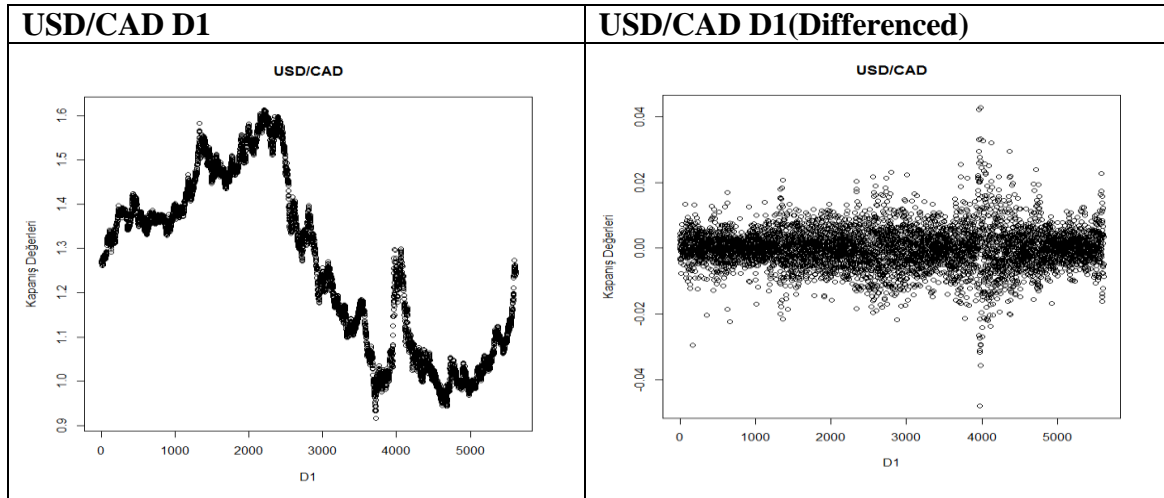
USD/CAD H1 (Time Series Analysis 1)



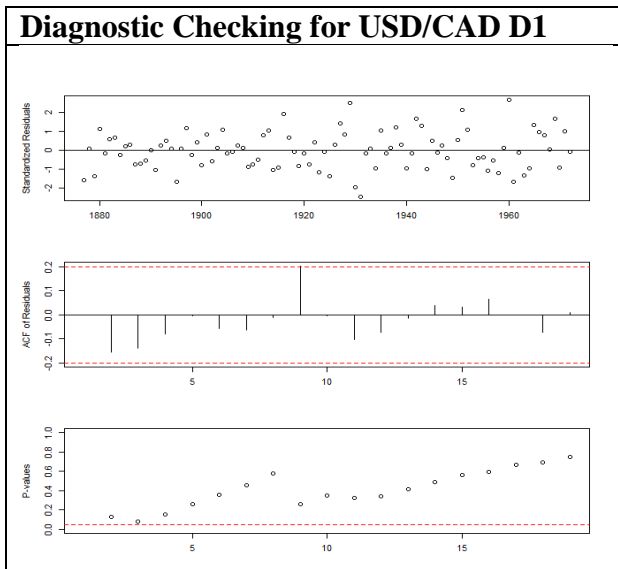
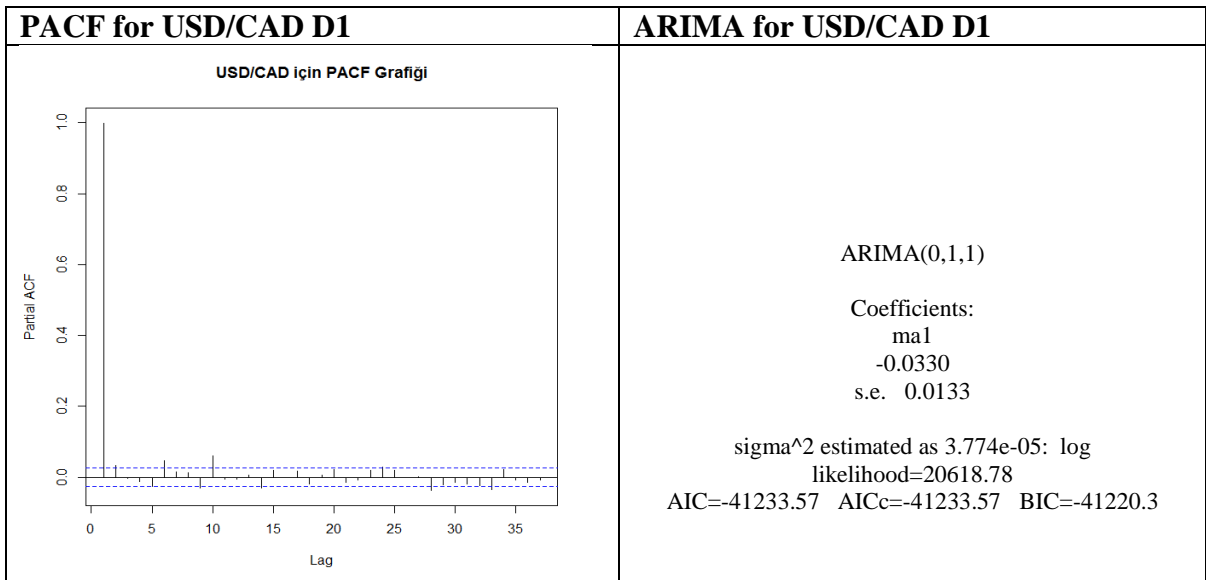
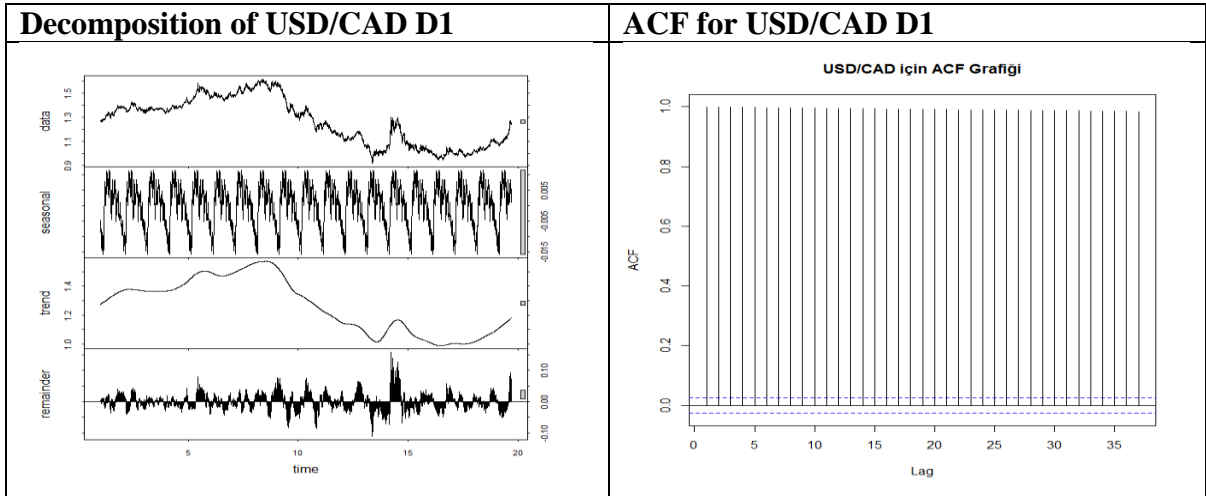
USD/CAD H1 (Time Series Analysis 2)



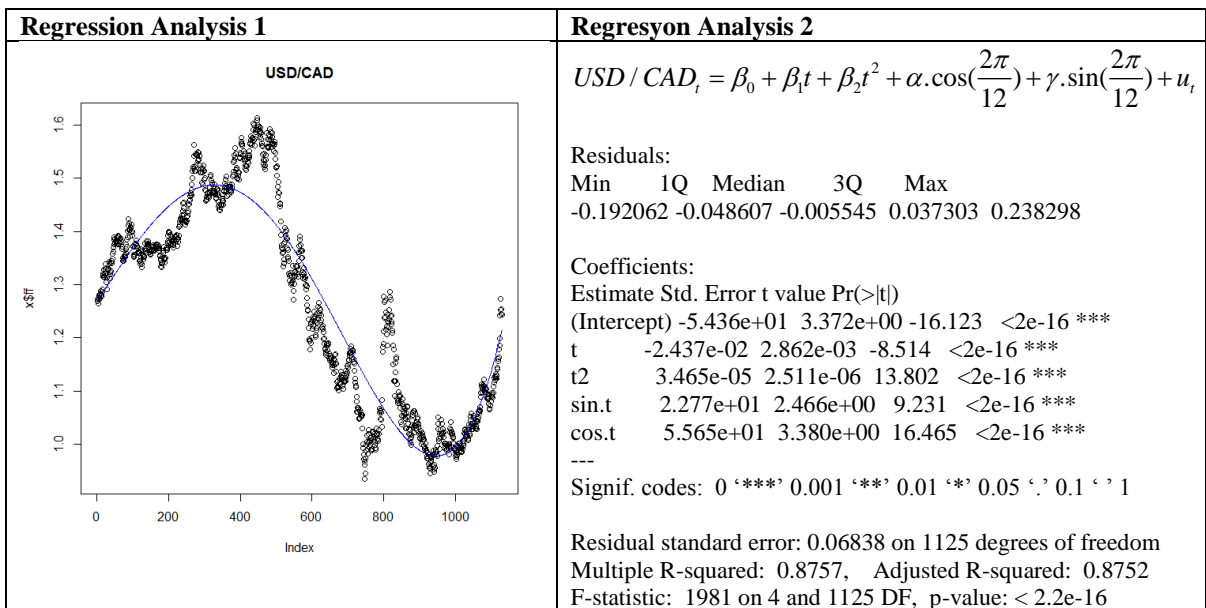
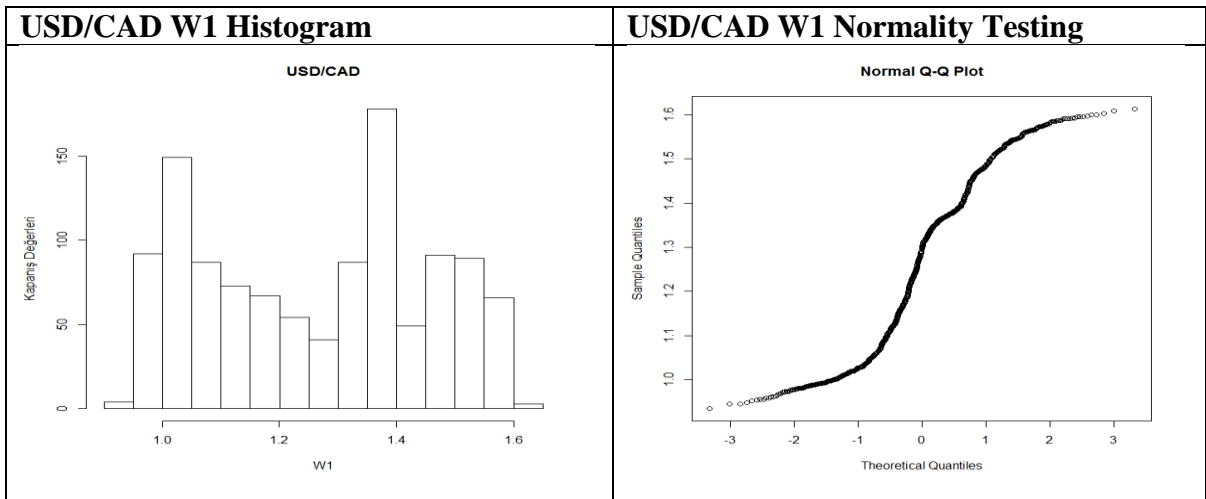
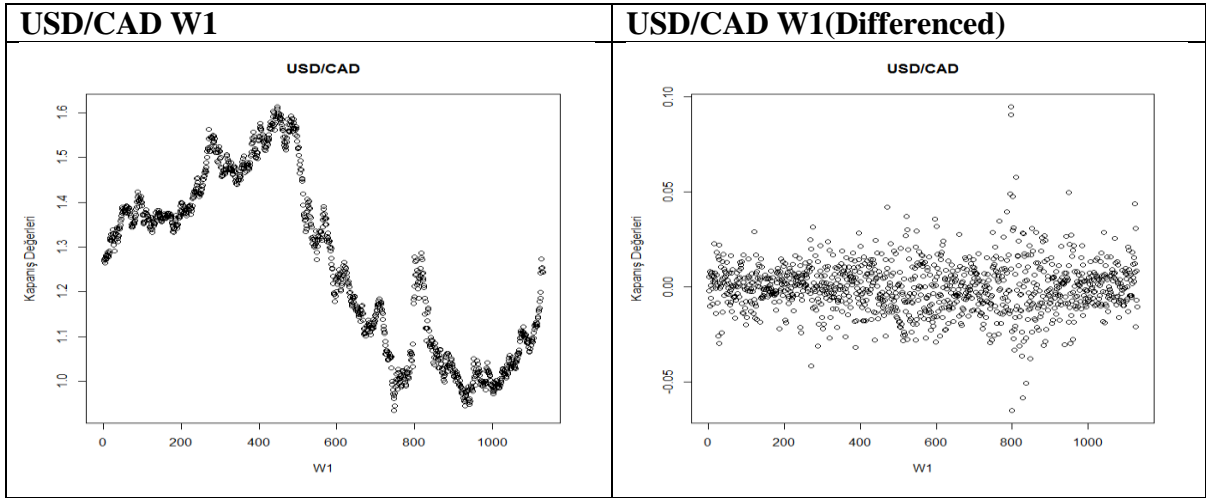
USD/CAD D1 (Time Series Analysis 1)



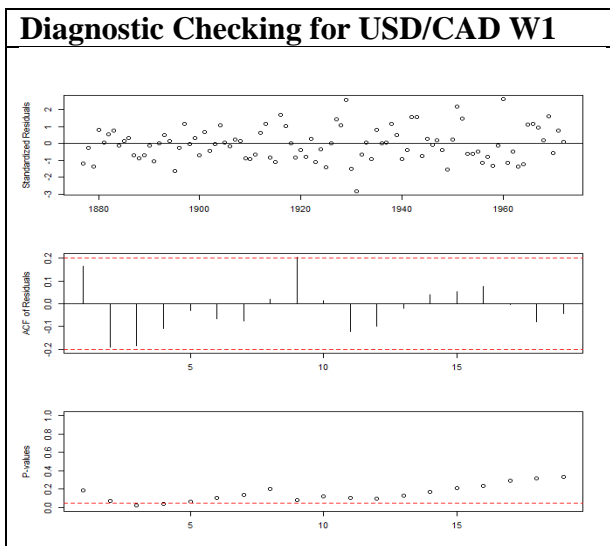
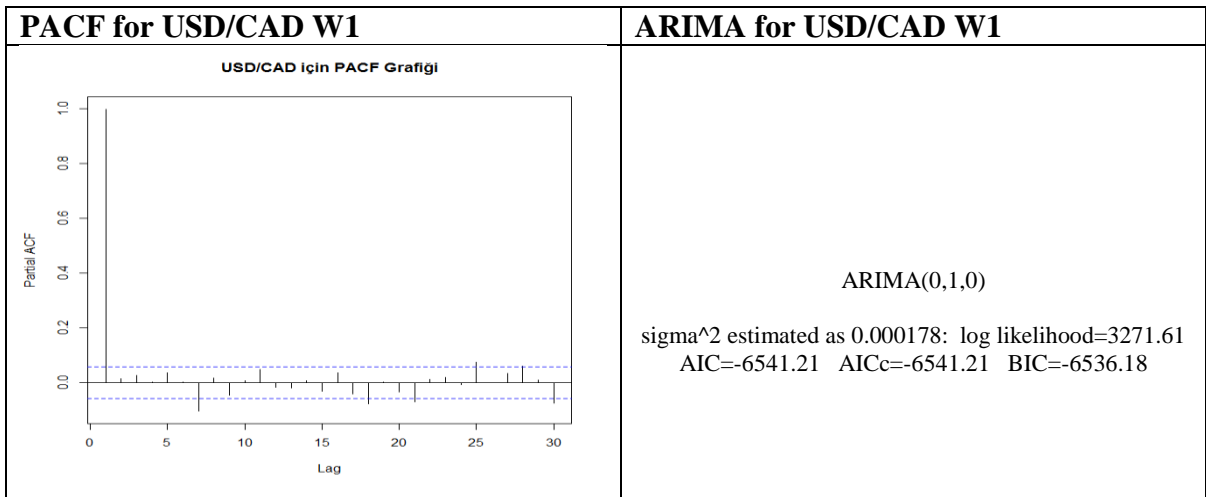
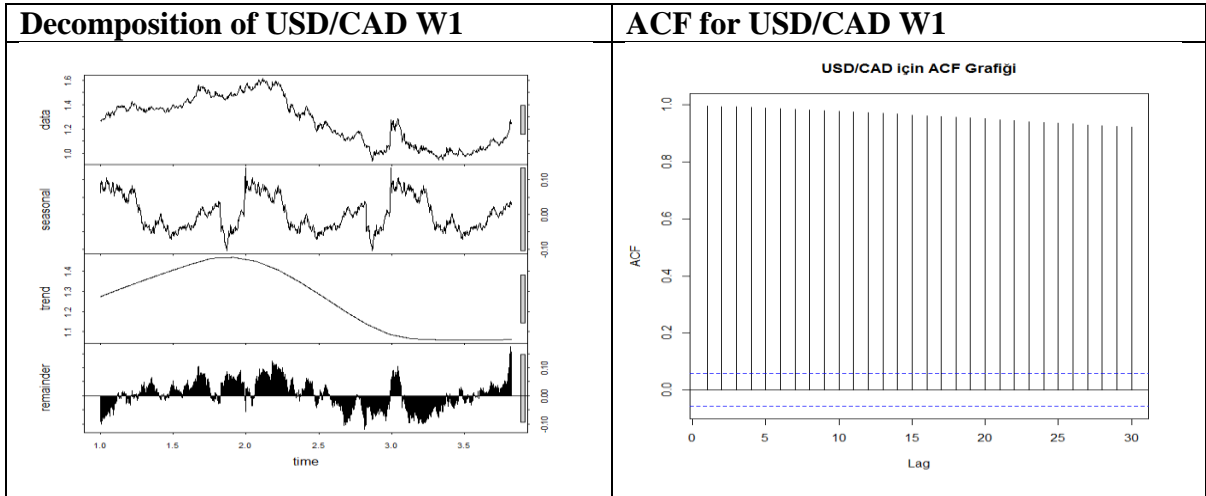
USD/CAD D1 (Time Series Analysis 2)



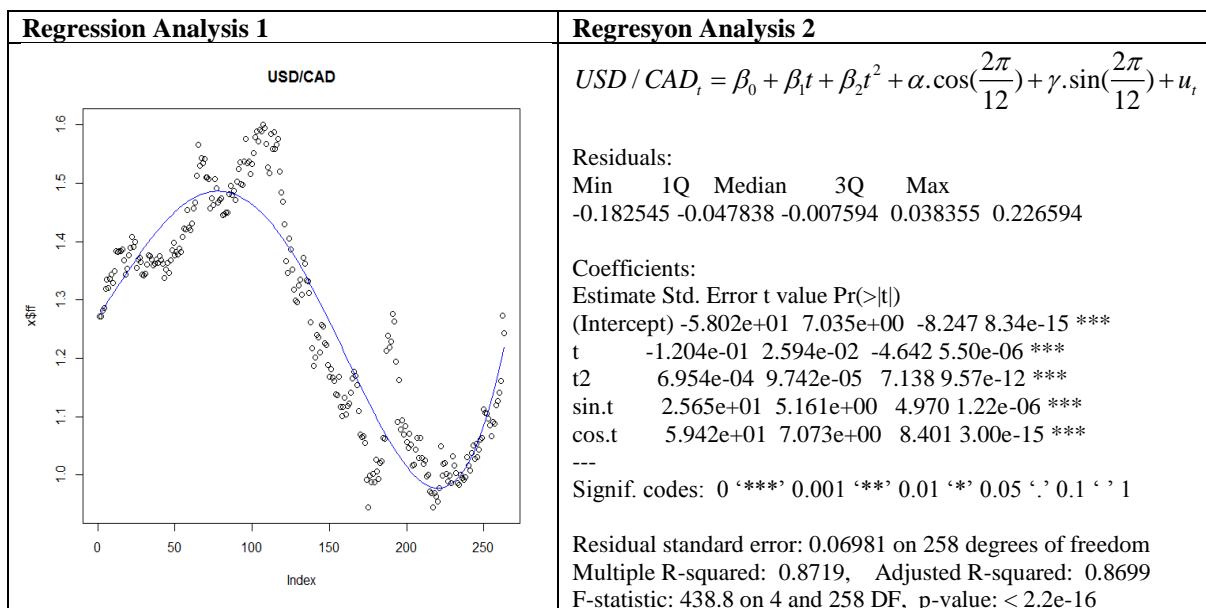
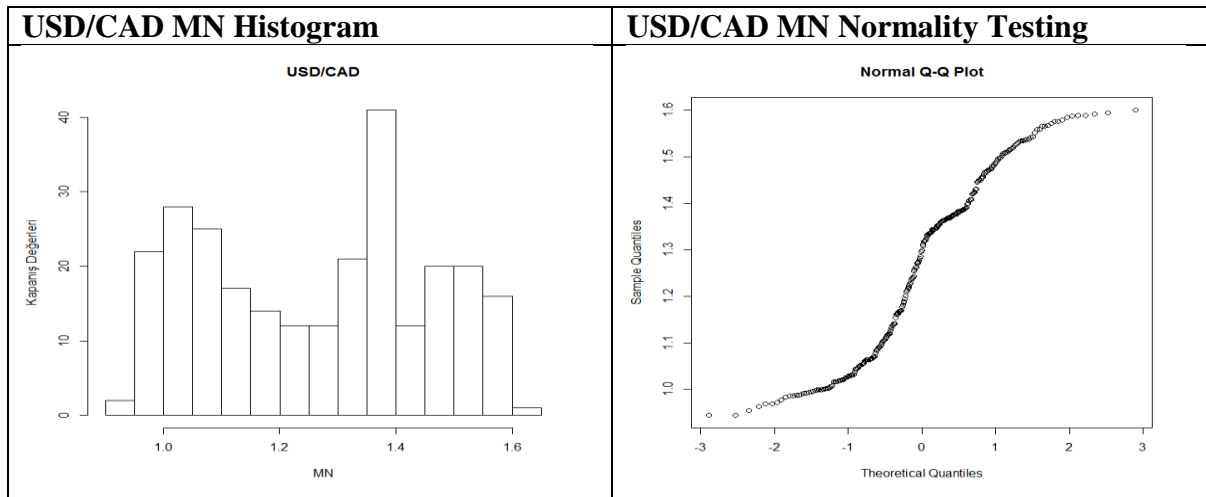
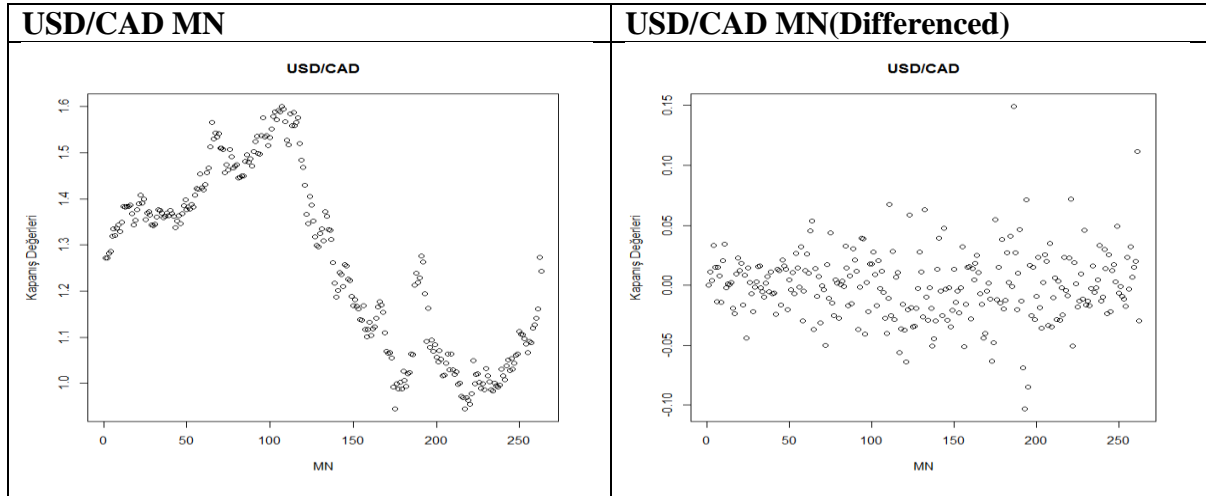
USD/CAD W1 (Time Series Analysis 1)



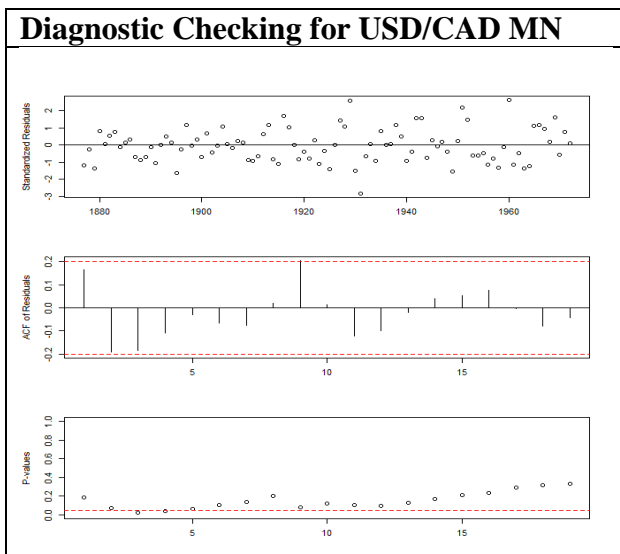
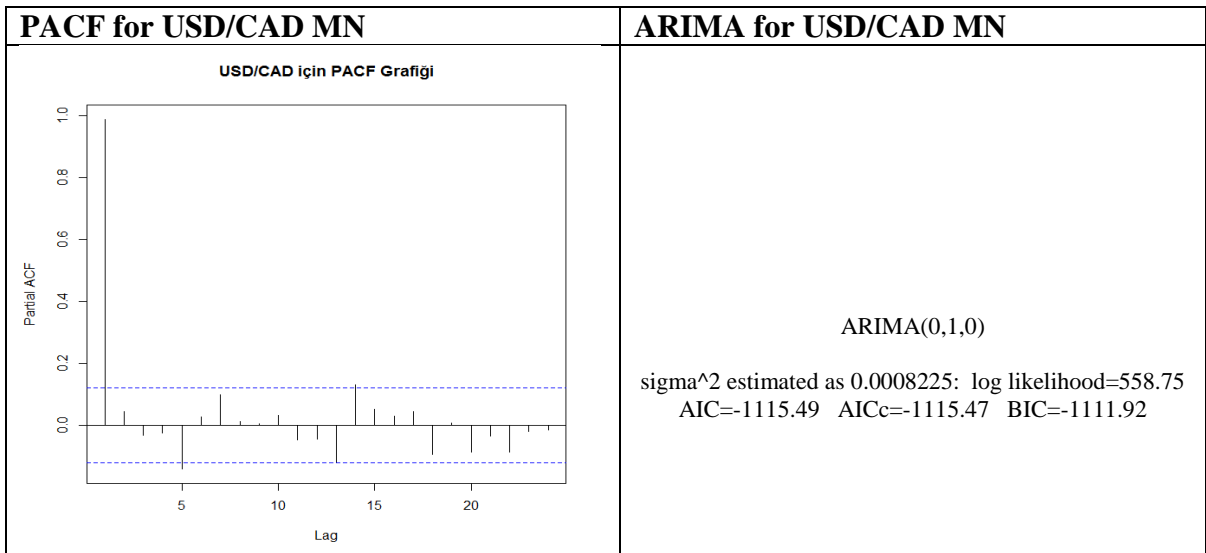
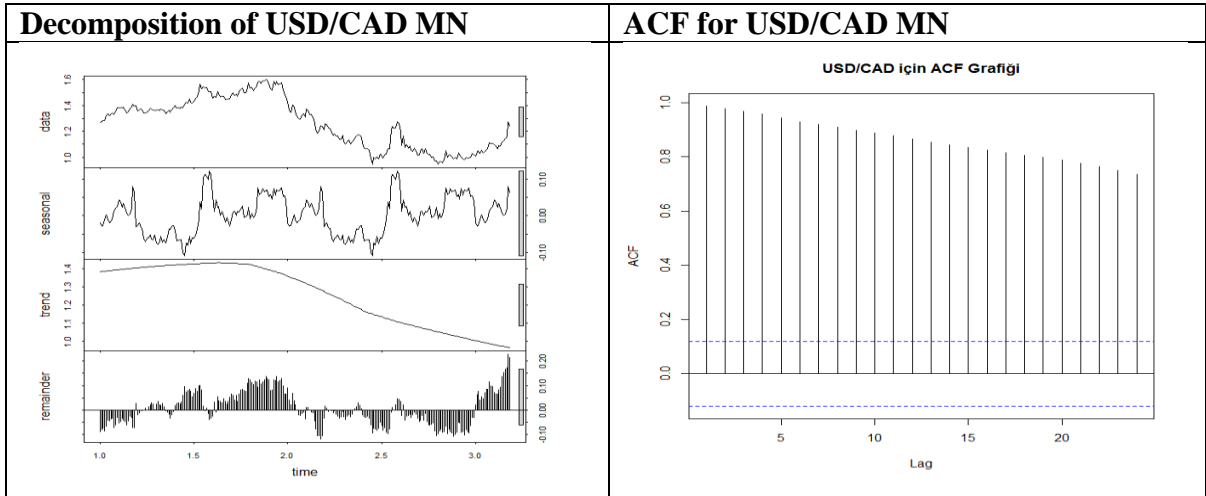
USD/CAD W1 (Time Series Analysis 2)



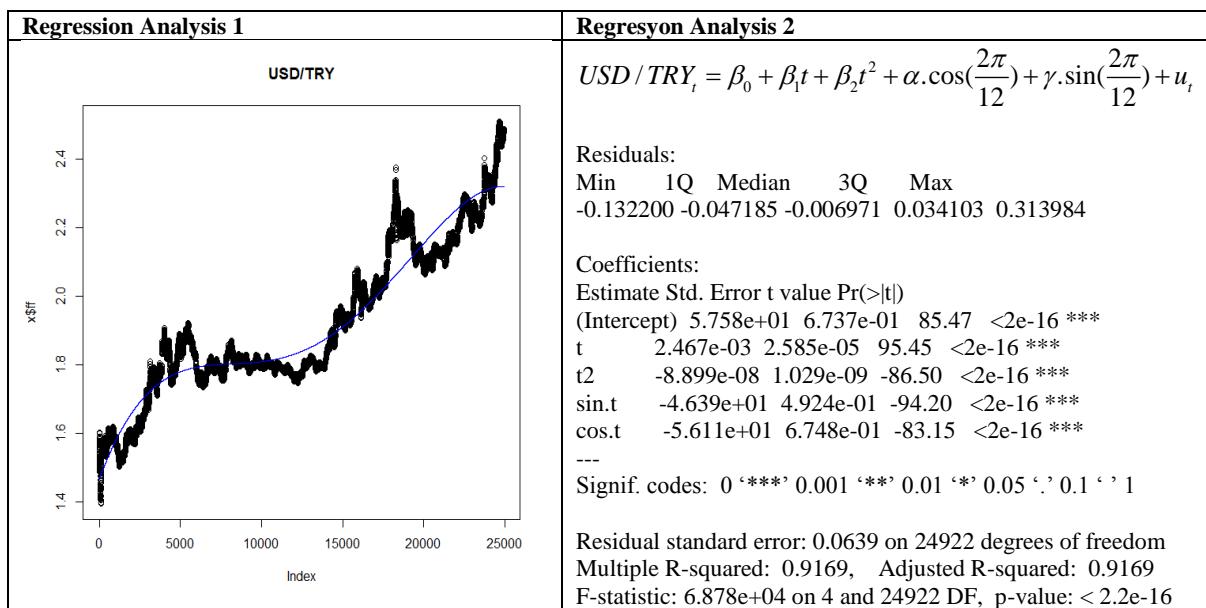
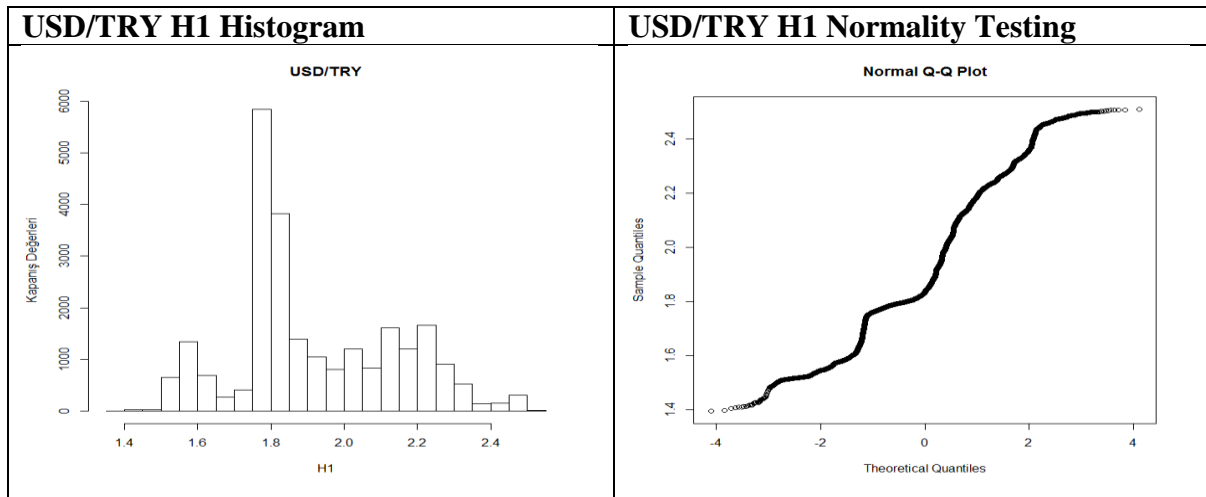
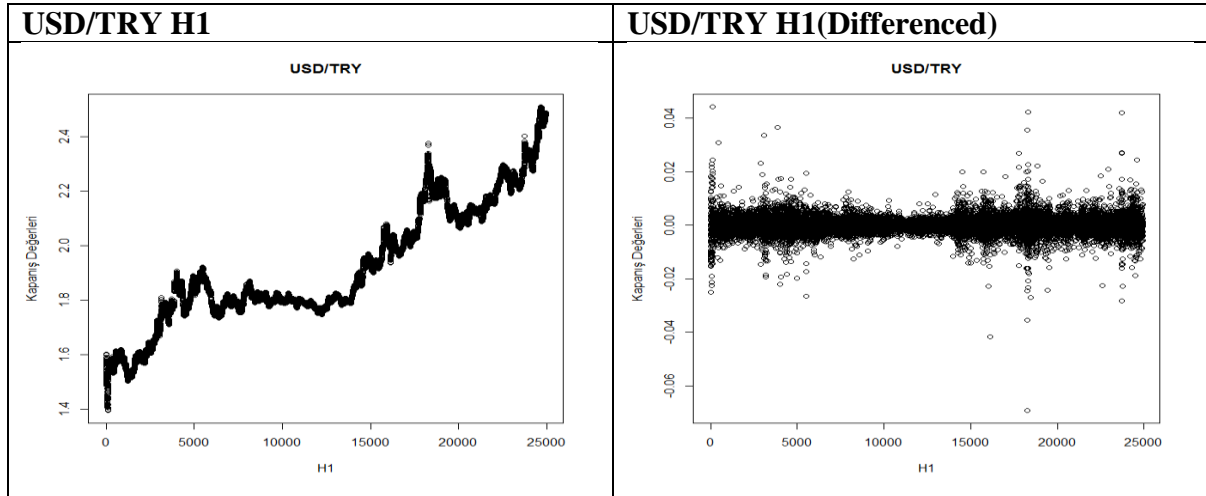
USD/CAD MN (Time Series Analysis 1)



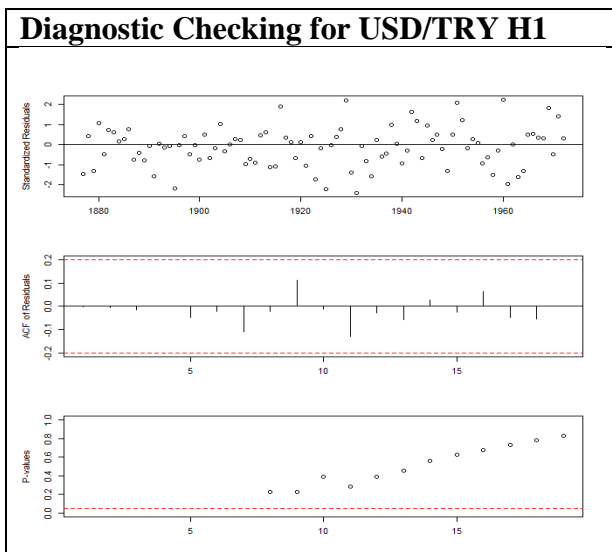
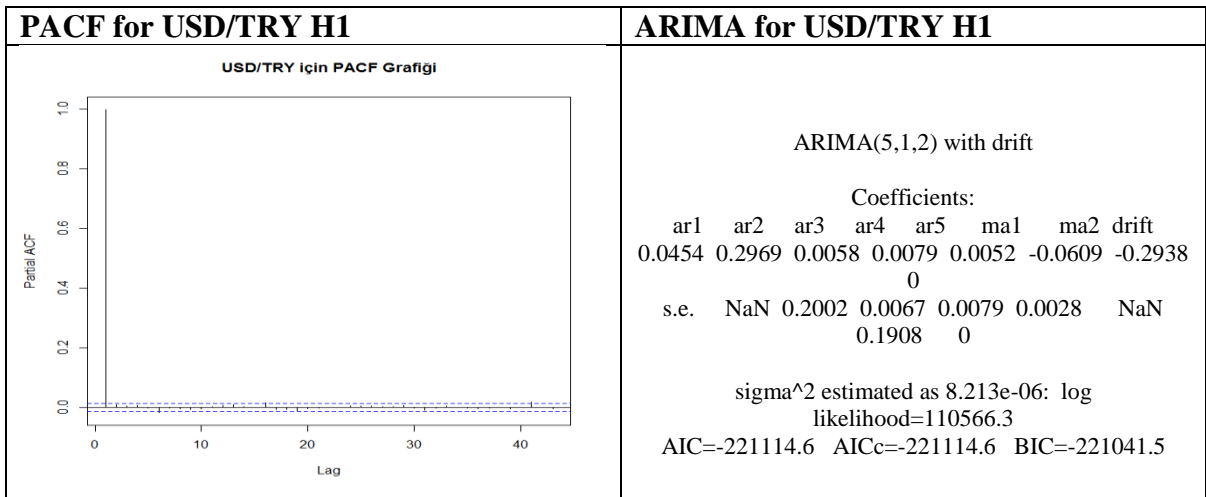
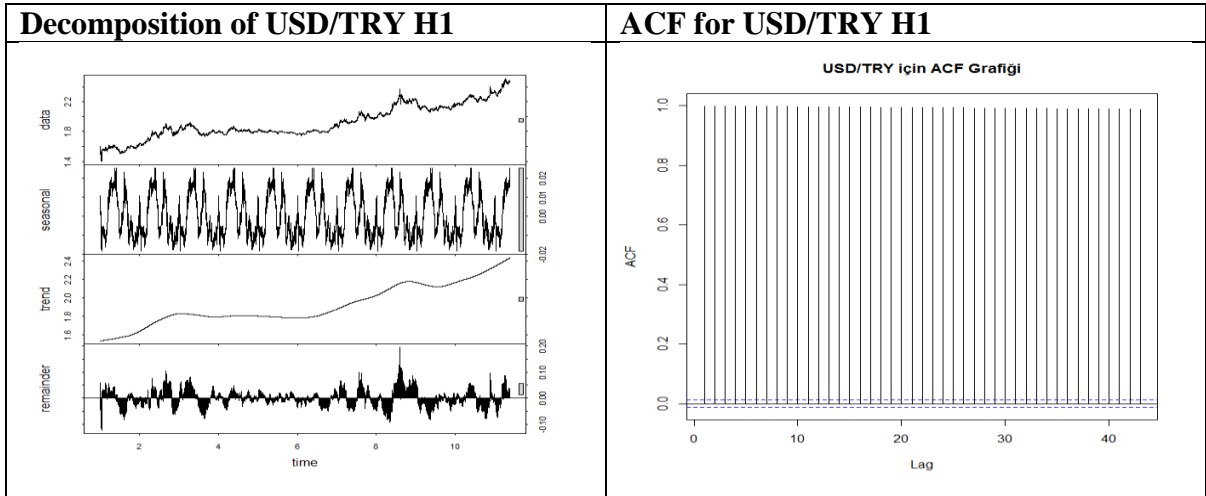
USD/CAD MN (Time Series Analysis 2)



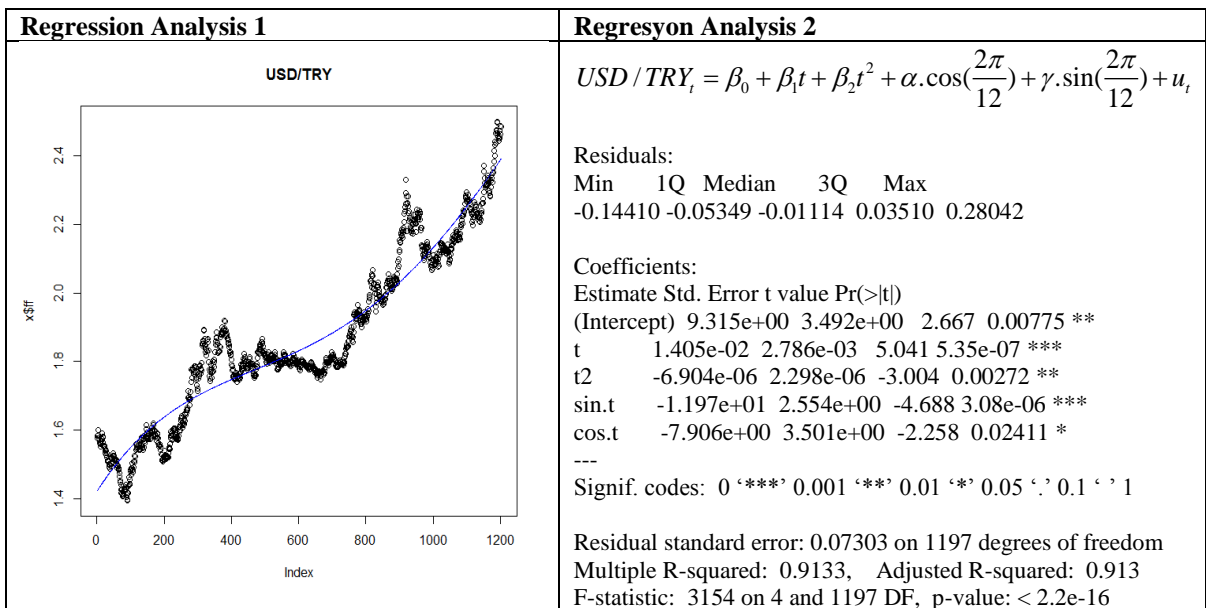
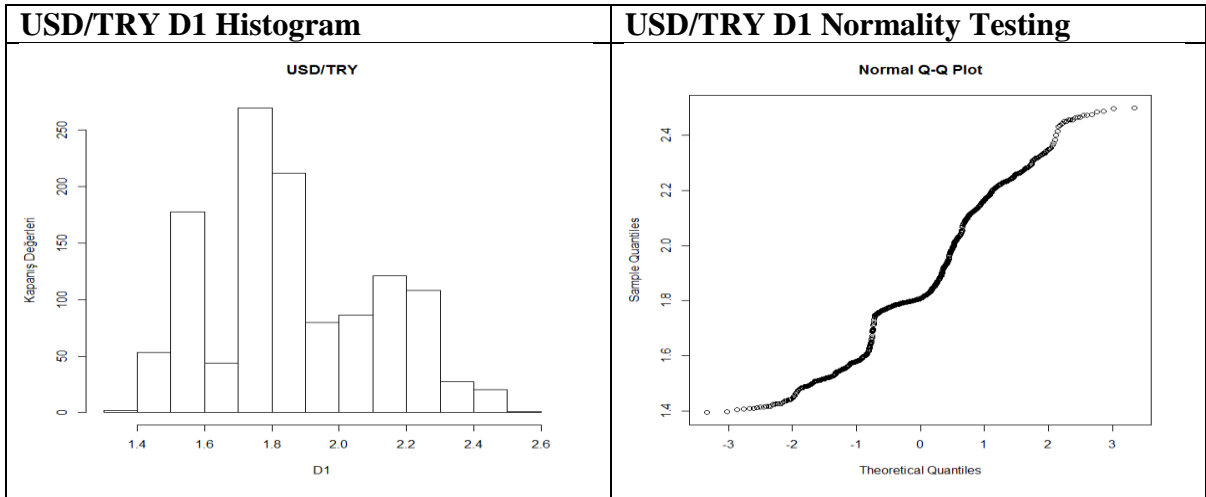
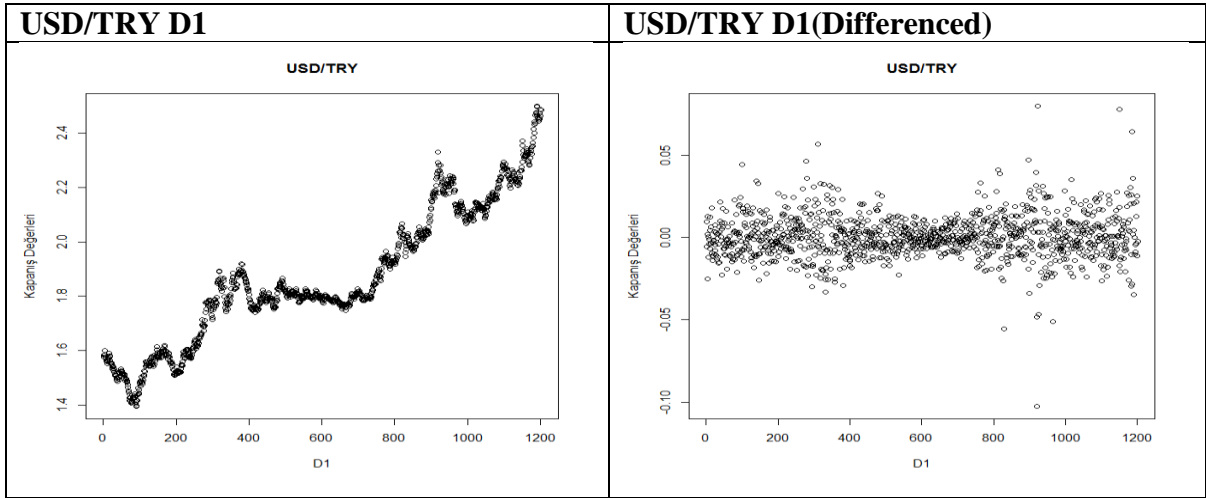
USD/TRY H1 (Time Series Analysis 1)



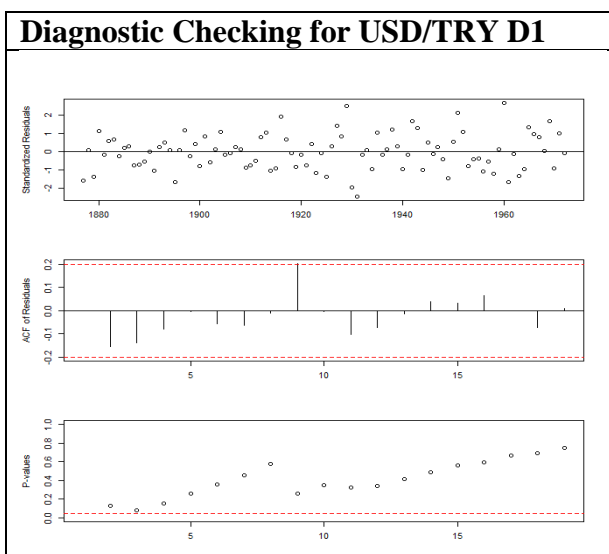
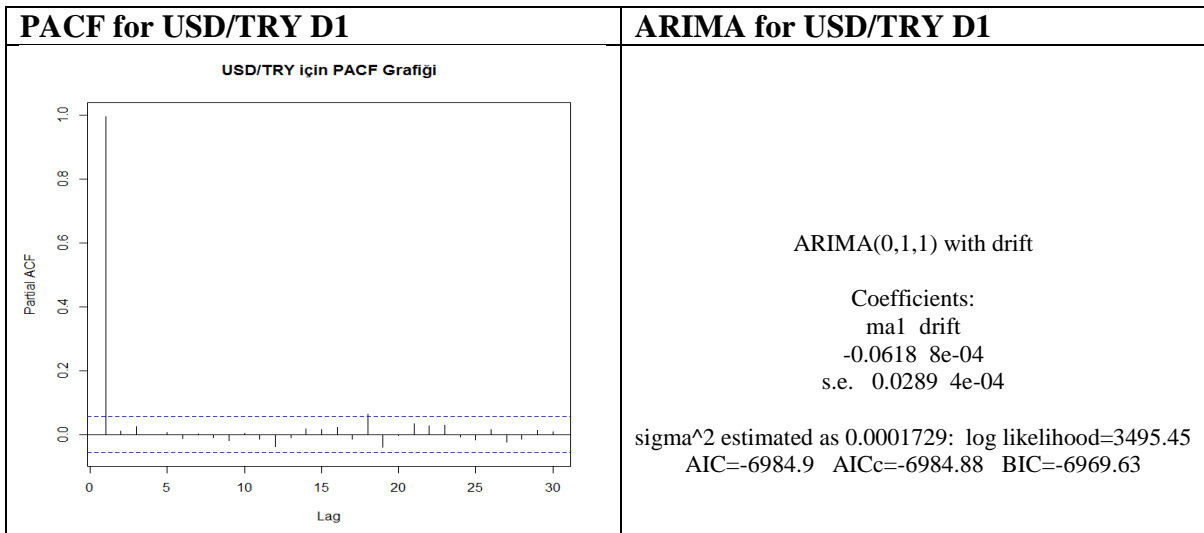
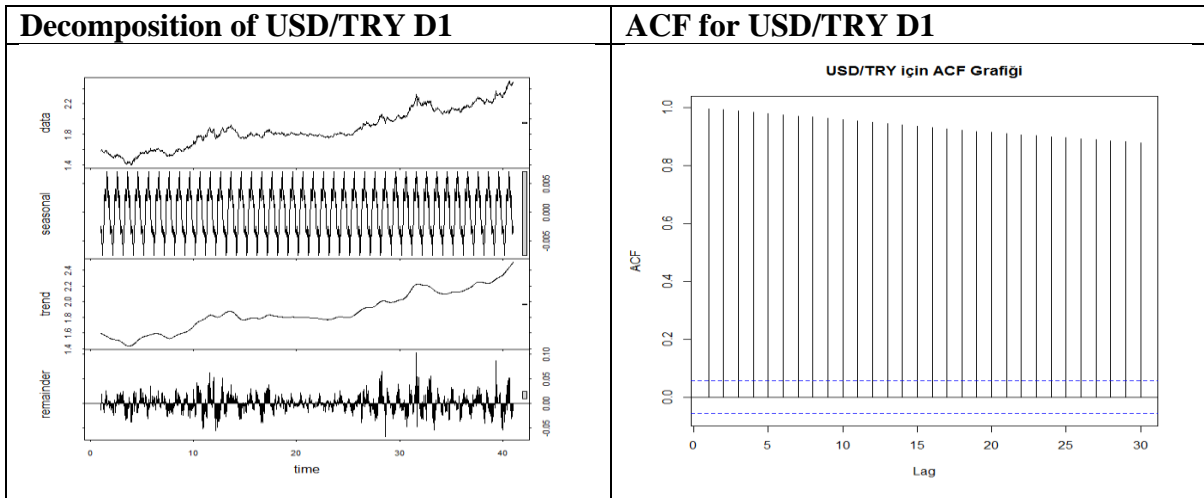
USD/TRY H1 (Time Series Analysis 2)



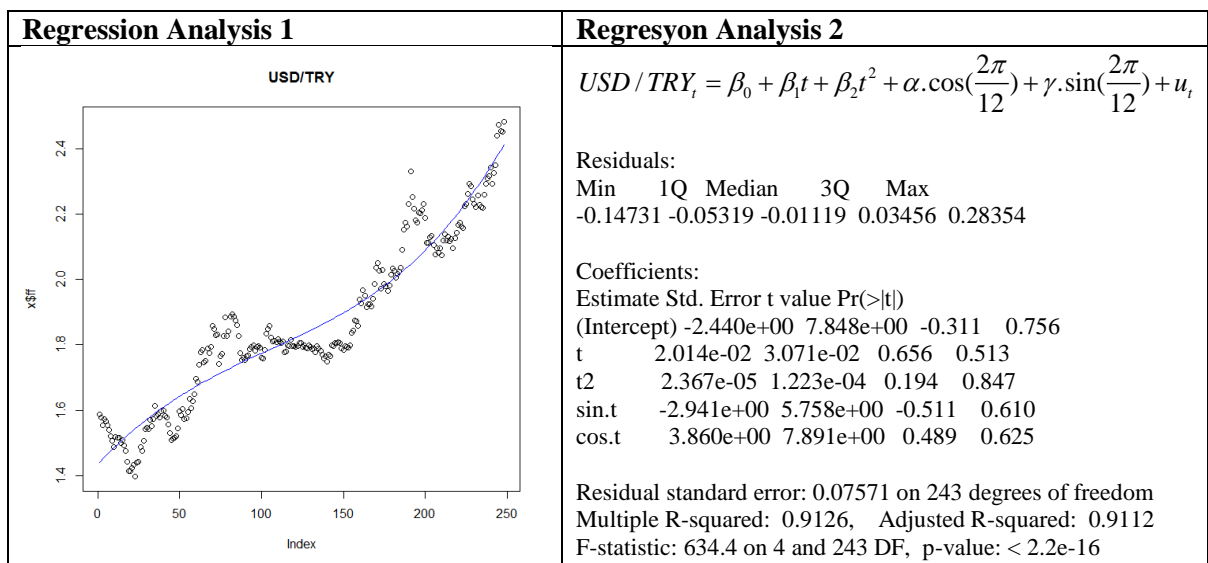
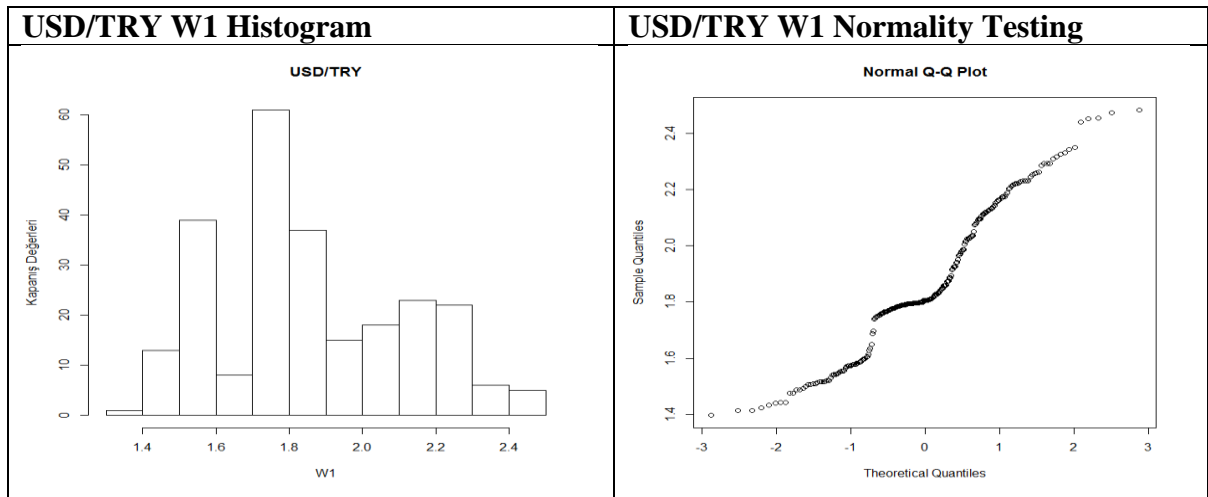
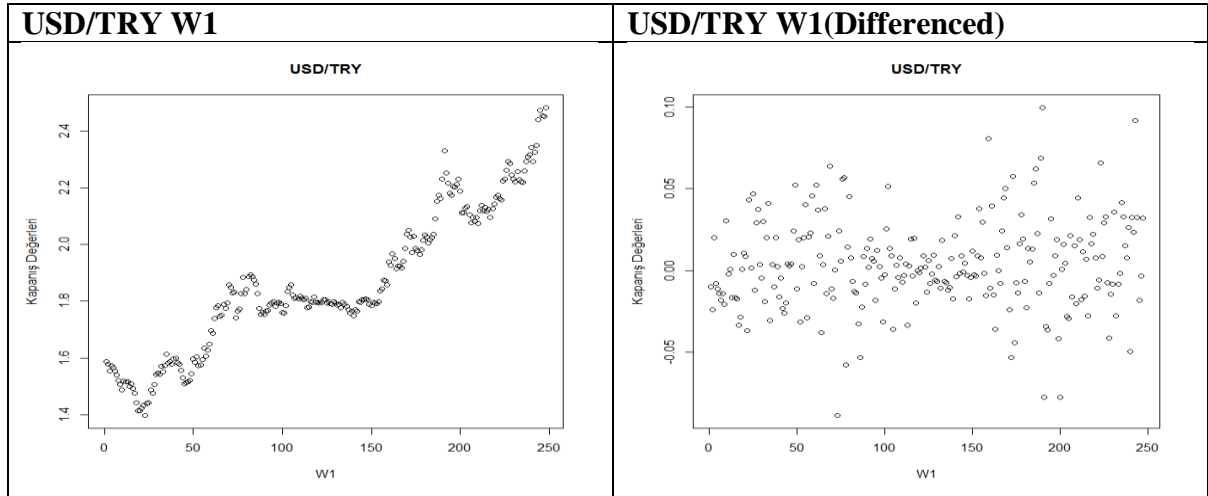
USD/TRY D1 (Time Series Analysis 1)



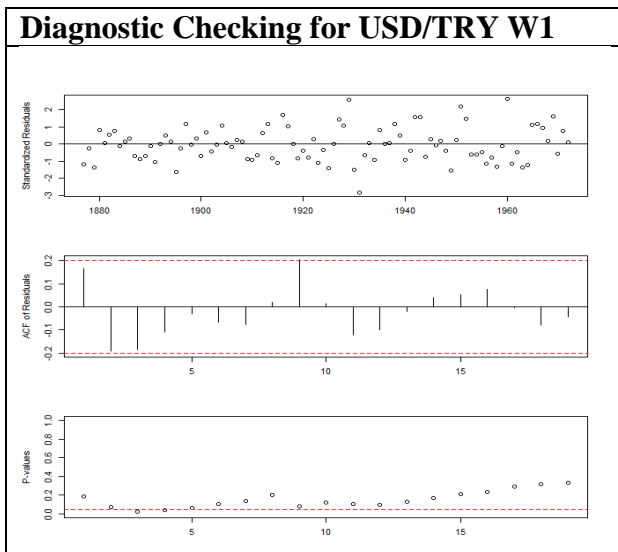
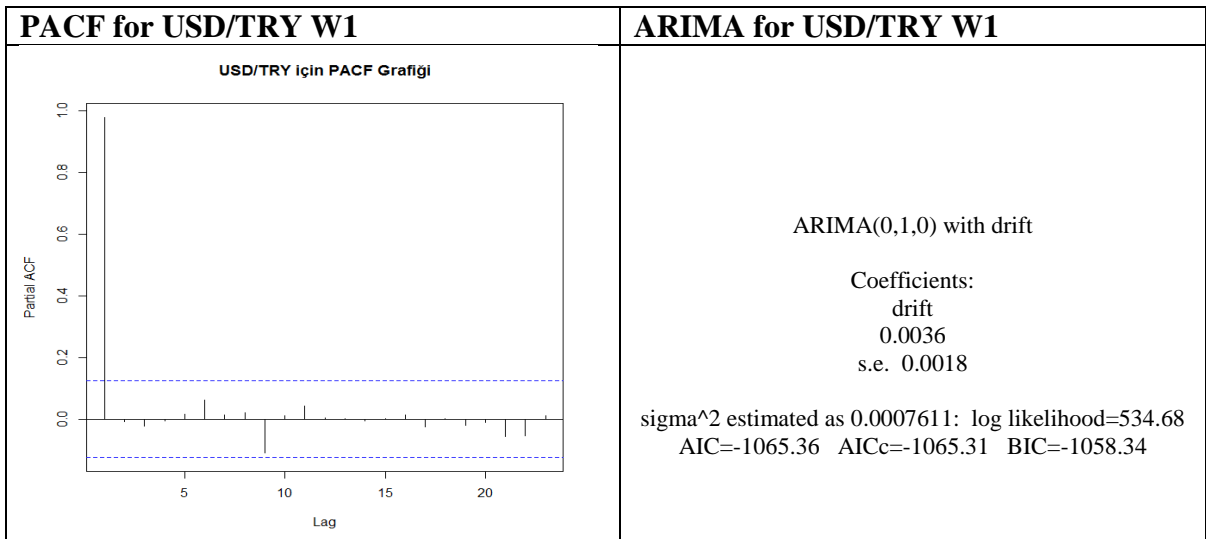
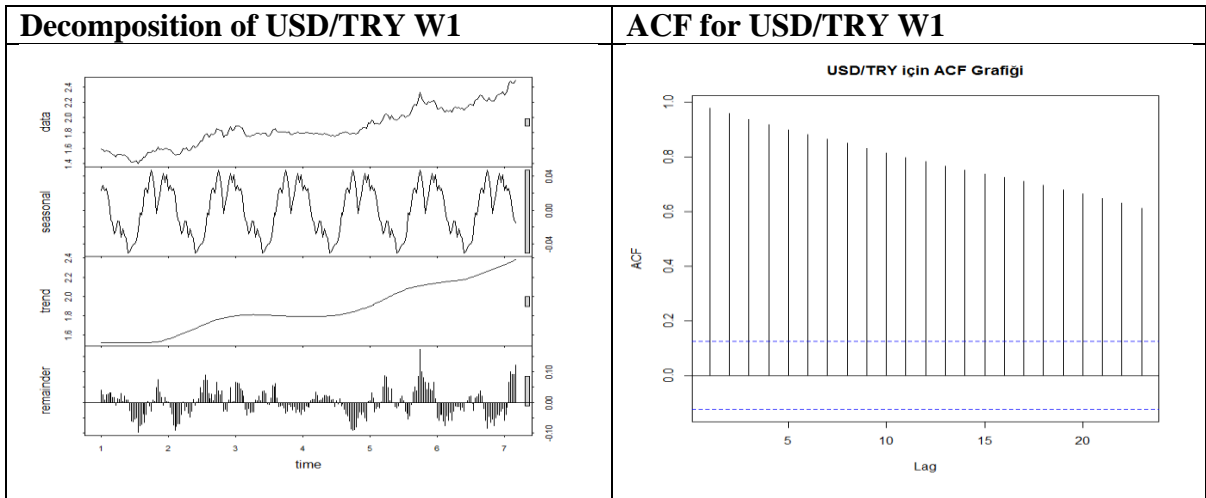
USD/TRY D1 (Time Series Analysis 2)



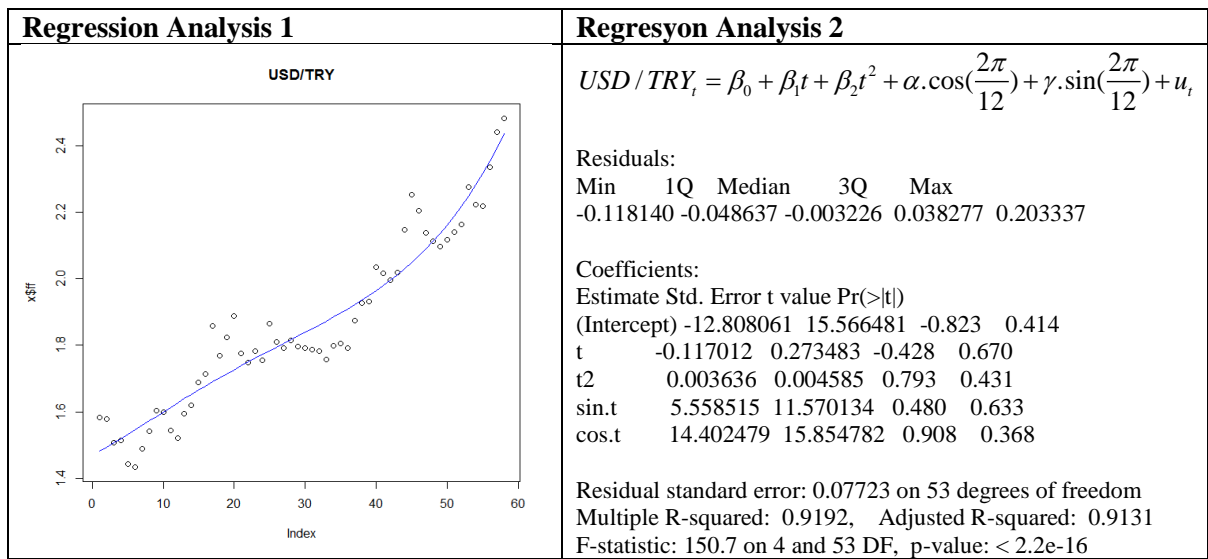
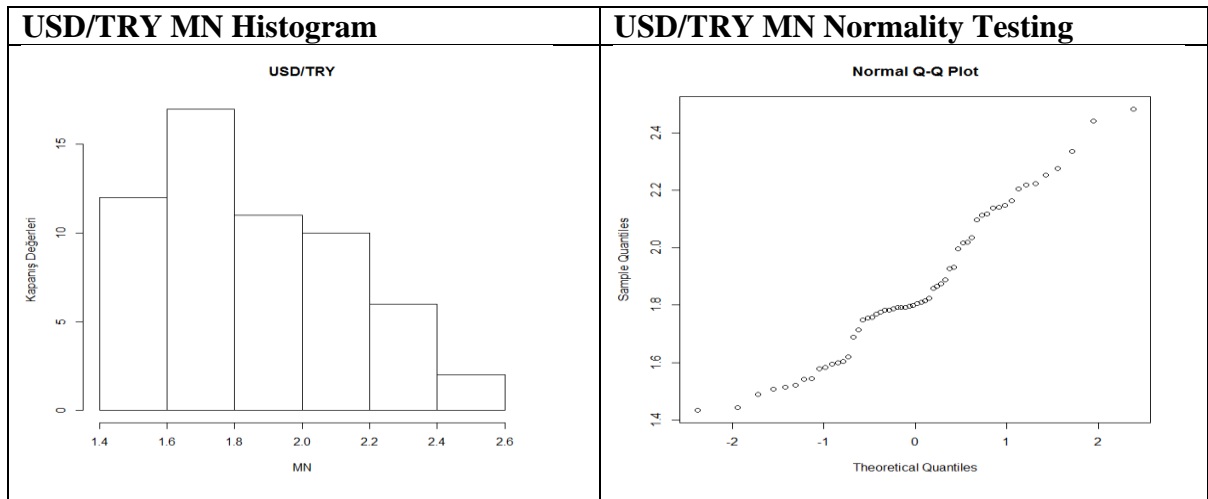
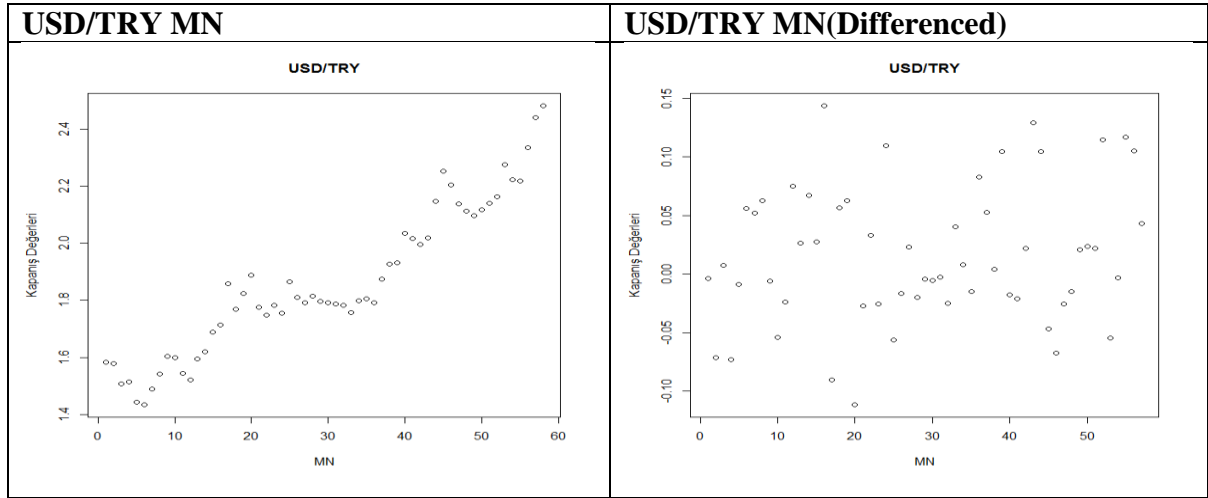
USD/TRY W1 (Time Series Analysis 1)



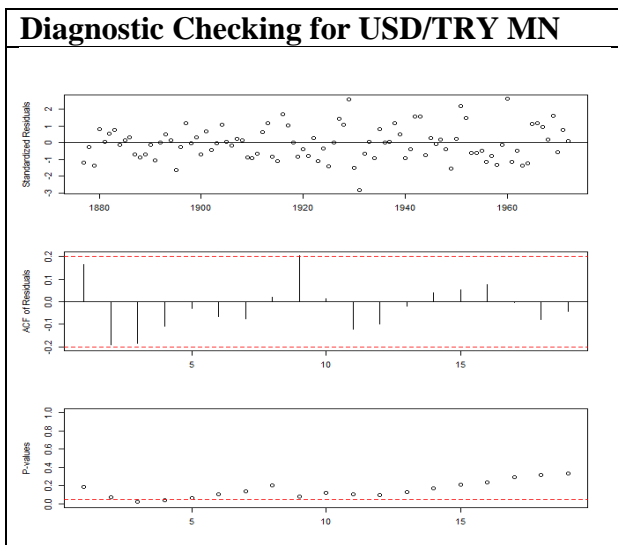
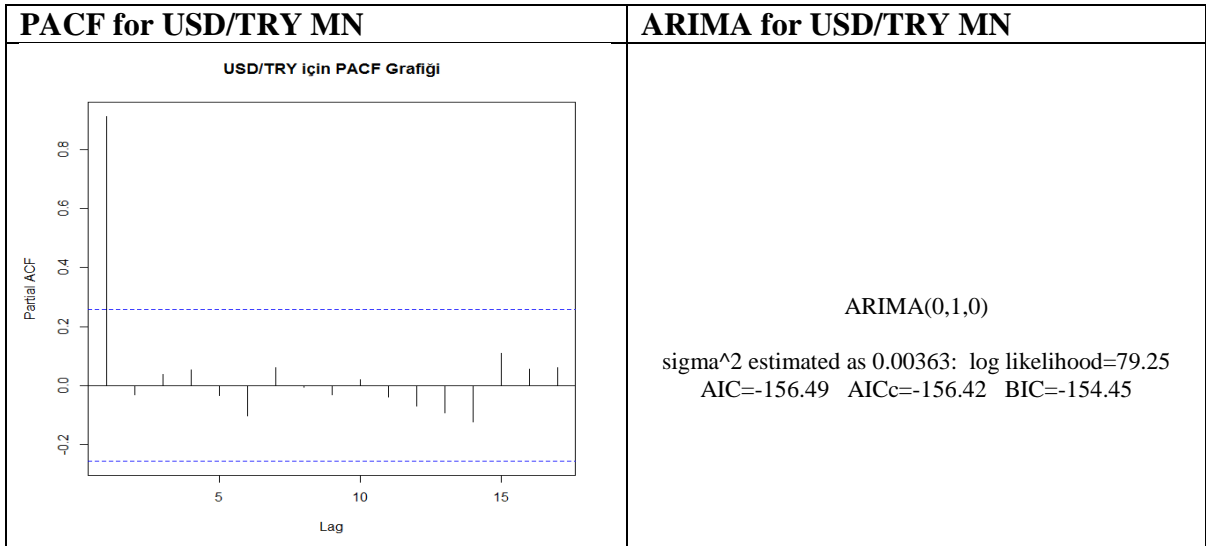
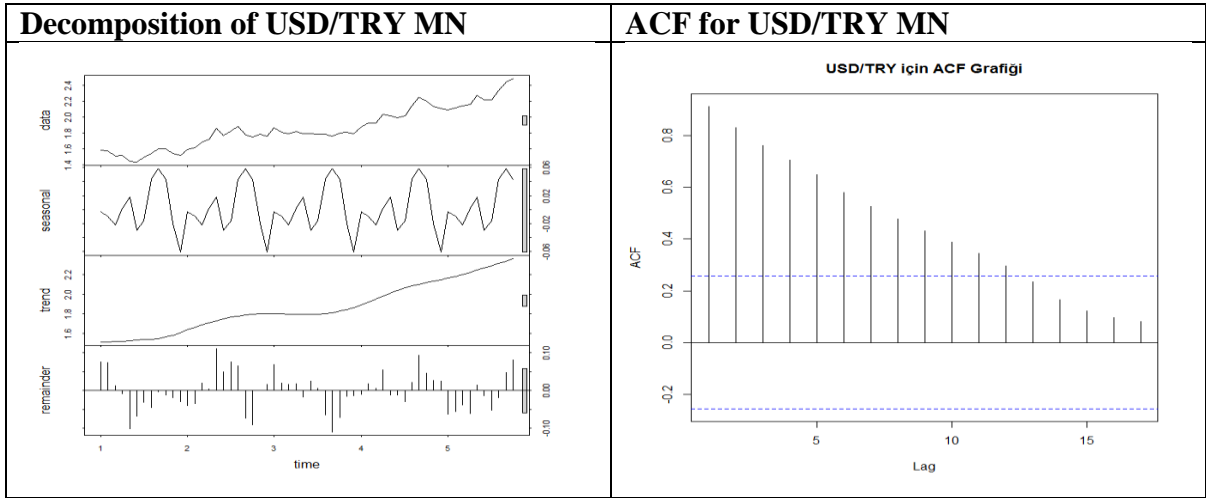
USD/TRY W1 (Time Series Analysis 2)



USD/TRY MN (Time Series Analysis 1)



USD/TRY MN (Time Series Analysis 2)



ÖZGEÇMİŞ

Emrah Hanifi Fırat 1980 yılı Elazığ doğumludur. Aday 2002 yılında İnönü Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünden mezun olmuştur. 2006 yılında Fırat Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalında yüksek lisans eğitime başlamıştır. Yüksek lisans eğitimini bitirdikten sonra aynı enstitüde doktora eğitime başlamıştır. 2009 yılında başladığı doktora eğitimini bu güne kadar devam ettirmiştir.